

全国最低交易手续费免费办理国内正规商品股指原油期货开户 零佣金 不限资金量和交易量直接申请交易所手续费
任何地方费用比我们低 10倍赔偿差价 客服微信/QQ: 958218088 期货开户和书籍下载请进: <http://www.dongfengli.com>

高等院校统计学精品课教材系列

金融统计学 (第二版)

徐国祥 主编



格致出版社
上海人民出版社

图书在版编目(CIP)数据

金融统计学/徐国祥主编. —2版. —上海:格致出版社;上海人民出版社, 2016
高等院校统计学精品课教材系列
ISBN 978-7-5432-2336-3

I. ①金… II. ①徐… III. ①金融统计-高等学校-教材 IV. ①F830.2

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2016)第 001308 号

丛书策划 谷 雨
责任编辑 钱 敏
装帧设计 钱宇辰

高等院校统计学精品课教材系列

金融统计学(第二版)

徐国祥 主编

出 版 世纪出版股份有限公司 格致出版社
世纪出版集团 上海人民出版社
(200001 上海福建中路 193 号 www.ewen.co)



编辑部热线 021-63914988
市场部热线 021-63914081
www.hibooks.cn

发 行 上海世纪出版股份有限公司发行中心

印 刷 浙江临安曙光印务有限公司
开 本 787×1092 1/16
印 张 22.5
插 页 1
字 数 458,000
版 次 2016 年 4 月第 1 版
印 次 2016 年 4 月第 1 次印刷

ISBN 978-7-5432-2336-3/F·907

定价:43.00 元

作者简介

徐国祥，男，经济学博士，现为上海财经大学讲席教授、上海财经大学统计与管理学院博士生导师、上海财经大学应用统计研究中心主任。兼任国家社科基金学科规划评审组专家、教育部高等学校统计学类专业教学指导委员会副主任委员、国家统计局统计教材编审委员会委员、中国统计学会常务理事、中国统计教育学会常务理事、中国金融学会金融统计研究专业委员会副会长、上海市统计学会副会长、上海证券交易所指数专家委员会委员和中证指数有限公司专家委员会委员等职。

徐国祥教授荣获享受国务院政府特殊津贴专家、上海市模范教师、教育部“新世纪优秀人才”、财政部跨世纪学科带头人、上海市曙光学者和曙光跟踪学者、教育部优秀青年教师、上海市优秀青年教师、国家统计局全国优秀统计教师等称号。

徐国祥教授一直从事统计学理论和方法、经济统计学、金融统计学、统计指数理论及应用等教学和研究工作，并在这一领域取得了一批有影响力的研究成果。主持并承担国家社科基金项目6项、省部级项目39项。有些研究成果获得中央和上海市领导的高度重视，并获得重要批示多次。主持地方政府职能部门、上海证券交易所、上海期货交易所、银行、证券公司和大型集团公司等横向课题40多项。在国家重要刊物上发表科研论文82篇。出版教材、专著20多部。获得省部级及以上教学和科研优秀成果奖26项，其中一等奖6项、二等奖11项、三等奖9项。

高等院校统计学精品课教材编委会

主任

徐国祥 上海财经大学教授、博导

委员(以姓氏笔画排列)

王振龙	西安财经学院教授
史代敏	西南财经大学教授、博导
艾春荣	上海财经大学统计系教授、博导
	美国佛罗里达大学教授
刘建平	暨南大学教授、博导
刘洪	中南财经政法大学教授
向书坚	中南财经政法大学教授、博导
纪宏	首都经济贸易大学教授、博导
许鹏	湖南大学教授
余思勤	上海海事大学教授
李宝瑜	山西财经大学教授、博导
李金昌	浙江工商大学教授、博导
杨灿	厦门大学教授、博导
肖红叶	天津财经大学教授、博导
苏卫华	浙江工商大学教授、博导
邱东	中央财经大学教授、博导
庞皓	西南财经大学教授、博导
林洪	广东商学院教授
罗良清	江西财经大学教授
金勇进	中国人民大学教授、博导
贺铿	中央财经大学教授、博导
袁卫	中国人民大学教授、博导
曾五一	厦门大学教授、博导
蒋萍	东北财经大学教授、博导
谢邦昌	台湾辅仁大学统计咨询系教授、博导
韩兆州	暨南大学教授、博导
雷钦礼	暨南大学教授、博导



知股市冷暖，
看理想官方微信



理想论坛微信号: lixiang55188

理想财富微信号: lixiangjuntan



第二版前言

《金融统计学》(第一版)一书自2009年12月出版以来,得到了全国各高等院校有关专业和社会的极大关注和充分肯定,以及教师和学生们的爱戴和好评,并于2010年12月获得了国家统计局第十届全国统计科学研究成果奖教材类一等奖等荣誉。

然而,根据有关院校师生的反映和提出的建议,以及我们在教学实践中碰到的问题,我们认为对本教材有修订、补充和完善的必要,以满足新形势下教学的需要。本教材就是顺应这一要求,修订成第二版。

本书第二版按照我国金融体系的运行现状和特点,运用各种统计方法对我国金融中的理论问题和现实问题作了翔实的分析和研究。主要阐述货币市场和资本市场统计、有价证券的价值分析、通货膨胀的统计、外债监测统计指标体系、证券价格指数体系、证券投资组合研究、VaR模型及其实证分析、金融高频数据及其实证分析、金融风险预警指标体系及其预警方法等。

本书第二版具有以下几个方面的特色:

(1) 本书的撰写方式是问题带方法。具体地说,就是先提出金融中的现实问题,然后利用统计方法和统计数据对其做实证研究。这种撰写方式具有很大的难度。一是要求对金融理论和实务有深刻的理解,即所谓的定性分析能力。二是要求对各种统计方法及其各种方法的特点和适用场合有深刻的把握。相对而言,方法带问题的撰写方式比较容易,只需在阐述统计方法的基础上加上一个应用的例子即可。但是,为了从解决金融现实问题出发,同时有利于培养学生的实际能力和对统计方法的综合运用水平,我们选择了问题带方法这一撰写方式。

(2) 本书带有浓厚的实证金融统计学的色彩。在本书中,我们利用各种统计数据和大量的统计方法及其各类方法的综合应用,给出了大量的对我国金融现实问题的实证分析,并提出了许多可供操作的政策数量界限,为政府管理层制定政策和金融投资者作出决策提供了科学依据。

(3) 本书融金融理论和统计理论于一体,强调定性分析和定量分析相结合,理论分析和实证分析相结合,总量分析和结构分析相结合,是一本具有理论意义和现实意义的尝试之作。

(4) 本书旨在构建一个适合大学金融学专业和统计学专业学生所必须具备的理论体系和知识结构,因此我们在撰写时,力求把问题和方法做到有机的、富有逻辑的组合安排,使其编排顺序清楚,条理清晰,结构严谨。

(5) 为了便于教师教学,有利于将学生带进该学科的前沿领域,我们参考了大量国内外文献,在有关章节中,给出了前人研究成果的综述和评价。在十分注重对现实问题阐述的同时,吸收了国内外最新的且已经被作者实证后证明在我国适用的新方法。

本书第二版由上海财经大学应用统计研究中心主任、统计与管理学院教授、博士生导师徐国祥主编并主笔,负责全书整体框架的设计及其全书的修改、总纂和定稿。参加撰写的人员有:吴泽智、陈卫华、于颖、李宇海、余明元、金登贵、项燕霞、李琥、杨振建、姚婧、戴国鑫。

本书在编写过程中,参考了大量国内外相关的教材、著作以及论文等文献,主要的参考文献列于书后,在此表示感谢!如有遗漏,万望谅解!由于我们的水平有限,书中难免有不尽如人意之处,恳切希望广大教师和读者提出宝贵意见。

徐国祥

2015 年 11 月

目 录

第 1 章 金融统计理论和方法综述	1
第一节 金融与金融体系	1
第二节 金融统计的内容与方法	2
本章小结	10
思考与练习	11
第 2 章 货币市场与资本市场统计分析	12
第一节 货币市场与资本市场概述	12
第二节 资本市场与货币政策的相互影响	18
第三节 我国资本市场与货币政策的协整关系	22
本章小结	34
思考与练习	35
第 3 章 有价值证券的价值分析	36
第一节 影响股票价格的因素分析	36
第二节 股票价格的计量模型	40
第三节 债券的投资价值分析和债券收益率分析	45
第四节 投资基金的价值分析	53
第五节 其他投资基金的价值分析	54
第六节 市盈率分析	58
本章小结	60
思考与练习	60
第 4 章 通货膨胀统计理论及其方法	62
第一节 通货膨胀概述	63
第二节 我国通货膨胀的成因及其实证分析	68
第三节 通货膨胀与经济增长之间的关系	72
第四节 我国通货膨胀形成原因的实证分析	76
第五节 对治理通货膨胀的几点建议	91

本章小结	94
思考与练习	94
第5章 外债监测统计指标理论体系	95
第一节 外债统计的概念和作用	95
第二节 外债监测统计指标体系及其分析	99
本章小结	110
思考与练习	110
第6章 证券市场价格指数理论体系	111
第一节 股票价格指数体系	111
第二节 债券价格指数	132
本章小结	150
思考与练习	151
第7章 证券投资组合理论与方法	153
第一节 马柯维茨的证券组合理论	153
第二节 证券组合分析的简化模型	189
本章小结	215
思考与练习	216
第8章 VaR 模型及其实证分析	221
第一节 VaR 方法产生的背景及历史沿革	221
第二节 VaR 概述	228
第三节 VaR 模型的计算方法	232
第四节 VaR 模型的事后检验	244
第五节 VaR 的实证分析	247
本章小结	261
思考与练习	262
第9章 金融高频数据	263
第一节 金融高频数据分析的现状与问题	263
第二节 我国证券市场高频数据的分布特性	270
第三节 高频数据的自回归条件期间模型及其实证分析	280
本章小结	298

思考与练习	300
第 10 章 金融风险预警指标体系及预警方法	301
第一节 金融风险的内涵及金融危机的成因	301
第二节 国内外金融风险预警指标体系评价	304
第三节 金融风险预警方法评价	308
第四节 建立我国的金融预警系统	313
第五节 我国金融风险预警指标体系的确立	317
第六节 建立五灯显示预警系统	325
本章小结	330
思考与练习	331
思考与练习参考答案	332
主要参考文献	346

金融统计理论和方法综述

第一节 金融与金融体系

一、货币、信用、金融

货币流通是在商品流通过程中产生的货币运动形式。信用是商品买卖的延期付款或货币的借贷。当货币流通与信用活动紧密结合在一起时,金融这一概念就形成了。金融是货币流通和信用活动的总称。

二、金融体系

金融体系包括金融制度、金融机构、金融工具、金融市场及金融调控机制五个方面。

(一) 金融制度

金融制度包括货币制度、汇率制度、信用制度、银行制度、金融机构制度、利率制度、金融市场制度,以及支付清算制度、金融监管制度和其他。这个制度系统,涉及金融活动的各个方面和各个环节,体现为有关的国家成文法和非成文法,政府法规、规章、条例,以及行业公约、约定俗成的惯例,等等。制度问题的核心在于其是否与总体经济模式及其资源配置和运行调节方式相适应。相适应的金融制度是推进经济发展的强有力的积极因素,落后的金融制度则会阻碍经济发展,并必将被新的制度所取代。

(二) 金融机构

金融机构是国民经济机构部门分类的重要组成部分。金融机构通常被分为银行和非银行金融机构两大类。银行金融机构包括中央银行和存款机构。非银行金融机构包

括保险公司和其他金融机构。

(三) 金融工具

金融工具一般解释为信用关系的书面证明、债权债务的契约文书等。具体内容包括传统的商业票据、银行票据,以及期货、期权等各种金融衍生工具的标准合约。金融工具常常被称作金融产品或金融商品,可以在金融市场上进行交易,是金融活动的载体。它们的数量、种类、特性是一个国家金融发展水平的基本标志。在金融统计中,金融工具是以金融资产和金融负债具体体现的。金融资产和金融负债是根据其流动性做进一步分类的。

(四) 金融市场

金融市场是金融工具发行和流转的场所。现代电子技术在金融领域的广泛运用和大量无形市场的出现,使许多人倾向于将金融市场理解为金融商品供求关系或交易活动的总和。金融市场发达与否也是一国金融发达程度及制度选择取向的重要标志。金融市场进一步分类包括货币市场、资本市场、外汇市场以及衍生性金融工具市场。这些市场的最重要参与者是金融机构,其价格信号由利率、汇率及指数构成。在金融市场上,资金总是流向收益较高同时又比较安全的领域。但是高收益与安全性常常对立,一般规律总是高收益率与高风险并存,低风险则难有高收益。正是这种矛盾促使市场参与者在金融活动中不断提高效率并产生创新冲动。

(五) 金融调控机制

金融调控机制是指政府在遵守市场规律的基础上,对市场体系所进行的政策性调节的机制。一般由三部分内容构成:(1)决策执行机构,这是调控得以落实的组织保证。多数国家是由中央银行来承担。(2)长期起作用的金融法令法规,这是实施调控的制度性内容。(3)货币政策,这是针对调节任务所进行的政策设计及采取的措施。^①

第二节 金融统计的内容与方法

一、金融统计的概念

金融统计是运用统计学理论和方法,对金融活动内容进行分类、量化、数据搜集和整理,以及进行描述和分析,反映金融活动的规律性或揭示其基本数量关系,为金融制度的设计和理论研究,以及金融调控机制的实施提供客观和科学的依据。

金融统计研究就是捕捉重要的现实金融问题,运用科学的统计方法和相关数据来描述和分析影响现实金融问题的影响因素,揭示其基本的数量关系,为制定决策提供可供操作的政策上的数量界限。

^① 赵彦云:《金融统计分析》,中国金融出版社 2000 年版。

二、金融统计的内容

金融统计的内容包括金融工具统计和金融市场统计,其中,金融统计指标是金融统计分析的基础。从金融统计体系的内容来看,包括货币供应量统计、信贷收支统计、现金收支统计、对外金融统计、保险统计、资金流量统计等。

为了解决金融当中的现实问题,这里我们主要研讨货币市场和资本市场统计、有价证券的价值分析、通货膨胀的统计研究、外债监测统计指标体系研究、证券市场价格指数体系、证券投资组合研究、VaR 测定方法和连接函数的应用研究、金融高频数据研究、金融风险预警指标体系及其实证研究等。

三、金融统计的研究方法

(一) 金融风险计量方法研究

自 20 世纪 70 年代以来,随着利率、汇率波动的加剧,金融业管制的放松和金融自由化的发展,市场风险已经和信用风险一起成为现代金融风险管理的重要内容。近些年来,巴林银行、长期资本管理公司等因市场风险而倒闭,使得金融机构和监管部门日益重视对市场风险的管理。

为体现风险管理的科学性,市场风险管理多采用定量分析技术,大量运用数理统计模型来识别、度量和监测风险。1952 年 Markowits 提出以证券投资收益率方差计量风险的指标,创立了著名的 Markowits 模型,开创了量化计量风险的先河。之后,1964 年 Sharpe 提出了著名的 β 值理论,用来度量单个证券投资的系统风险,并在此基础上形成了资本资产定价模型(CAPM)。这两种理论自提出到 20 世纪 80 年代成熟,成为证券投资风险计量的两种基本理论,在实际中得到了广泛应用。然而,随着研究的不断深入,人们发现这两大理论体系存在着几个无法回避的重大缺陷。

第一,研究表明, β 值与收益率之间并不存在如 Sharpe 所描述的那种明确的正相关关系,投资者承担较高的投资风险不一定获得较高的投资利润,同时还有证券市场线在解释风险与收益的关系时,实质上是无效的。这说明 β 值并不能准确衡量风险。

第二,Markowits 的均值一方差理论假设每种证券的收益率都服从正态分布,但这在实际中是很难满足的。人们发现在金融市场中存在大量的非高斯分布的情况(如尖峰肥尾分布),在此分布下,用方差衡量风险是不合适的。

第三,用均值一方差方法测量风险,人为地要求正负偏差之间是对称的,但实际上,投资者和管理者对于均值以上和均值以下偏差的看法具有明显的非对称性。还有在刻画各变量之间的关系时,使用的多元正态分布模型是对称的,不能反映变量之间的不对称关系。这一切说明,用方差计量风险是不准确的。

由于这两种理论的深刻影响,所以新的风险计量方法大部分是在放宽模型条件的基础上得到的。首先,针对证券投资收益率不服从正态分布的假设,人们根据非线性分形理

论,提出了用 Hurst 指数计量风险的方法。其次,为了克服风险事后计量的不足,有学者根据信息论的观点,提出了风险计量的信息熵理论。最后,根据只有收益的损失部分才作为风险因子计入风险中,提出了下方风险理论。由于下方风险反映了风险的本质特征,因此,金融领域内,开发新的风险计量技术主要集中在下方风险方法,特别是下偏矩方法的研究。然而,由于下偏矩统计量计算上的困难,在实际中并没有得到推广应用。

目前, VaR 方法是最流行的市场风险计量方法,已经成为金融机构和基金公司管理的重要工具之一。它的含义是风险资产在给定的置信区间和持有期内,在正常市场条件下的最大期望损失,是下方风险方法的一种。在求单个风险资产和多个风险资产的 VaR 时,都需要知道它们的分布函数,通常该方法都事先假定风险资产服从正态分布,但是金融市场中不少数据,往往是肥尾分布,正态分布的假定是不正确的。在计算单个风险资产的 VaR 时,已经有很多种方法了,单个变量分布的建模也很成熟。

在金融投资领域,风险永远是关注的焦点。传统的风险度量只是主观意义上的判断。直到 1952 年 Markowits 的现代投资组合管理理论的出现,才改变了长期以来对风险的主观判断。自 Markowits(1952)提出以投资收益率的方差计量风险之后,许多学者从不同方面对投资风险的计量进行研究,相继出现了多种风险计量理论与测度方法,如 β 值法、Hurst 指数方法、下偏矩方法、VaR 方法等,虽然这些方法都存在不同的缺陷,但它们的出现对风险的认识和计量都起了重要的作用。

1. Markowits 的方差类风险计量方法

以投资收益率的方差(或标准差)及其等价物作为风险计量指标, Markowits (1952)提出了现代投资组合的均值一方差理论,该理论把投资收益的不确定性视为投资风险,以方差(或标准差)来度量这种不确定性。在此基础上,认为理性的投资者总是追求在一定风险下获取最大收益或在一定收益下承受最小风险。通过二次规划模型,可实现投资组合中金融资产的最佳配置。模型为:

$$\begin{aligned} \min s_p^2 &= X^T Q X \\ \text{s. t. } \begin{cases} X^T R = R_0 \\ F^T X = 1, X_i \geq 0 (\text{不允许卖空}) \quad i = 1, 2, \dots, m \\ F^T X = 1 (\text{允许卖空}) \end{cases} \end{aligned} \quad (1-1)$$

其中, s_p^2 为投资组合收益率的方差, $X = (x_1, x_2, \dots, x_m)^T$ 为投资者所选的 m 种金融资产的比例系数向量, $Q = (s_{ij})_{m \times m}$ 为 m 种资产收益率的协方差, $R = (r_1, r_2, \dots, r_m)^T$ 为 m 种资产预期收益率的期望值向量, $F = (1, 1, \dots, 1)^T$ 为元素为 1 的单位向量, R_0 是投资组合的期望收益率。

现代投资组合的均值一方差理论第一次形成了以期望收益来衡量收益和以方差(或标准差)来衡量风险的风险分析基本框架,使金融资产的收益和风险有了明确的定义。Markowits 将强有力的数理统计方法引入到了资产组合选择的研究之中,为现代

风险量化分析和管理模型的迅速发展奠定了基础。虽然这种理论的观点已被广泛接受,但是许多学者认为用收益率的方差作为风险计量的指标并不恰当。如方差计量风险的一个条件是投资收益率及联合分布是正态的,但 Fama、Friedman 和 Laibson 等人对美国证券市场投资收益率分布的研究,表明投资收益率并不服从正态分布。由于不少金融数据往往是肥尾分布,它们的方差是不存在的,有时可能连期望都不存在,这样就不可能用方差来度量风险。

2. Sharpe 的 β 值风险计量方法

β 值(也称 β 系数)是资本资产定价模型(CAPM)中计量风险的一种指标。该模型是在 Markowitz 的均值-方差模型基础上提出的,是目前金融经济学中的一个重要理论,开创了现代资产定价理论的先河。Sharpe 提出如下市场模型:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{it} + e_{it} \quad (1-2)$$

其中, R_{it} 为证券 i 在时期 t 的回报; R_{it} 为市场证券组合(市场指数)在时期 t 的回报; b_i 为证券 i 的回报相对于市场指数回报的测度; e_{it} 为时期 t 的随机误差; a_i 为常数回报。

假设 $E(e_{it}) = 0$, 市场指数与随机误差不相关,由(1-2)式可得:

$$b_i = \text{cov}(R_i, R_I) / s_I^2 \quad (1-3)$$

$$s_i^2 = b_i^2 s_I^2 + s_a^2 \quad (1-4)$$

这里, $\text{cov}(R_i, R_I)$ 表示证券 i 回报与市场指数回报之间的协方差; s_I^2 为 R_I 的方差; (1-4) 式中, $b_i^2 s_I^2$ 称为系统风险, s_a^2 为非系统性风险。非系统性风险可以通过分散投资的方法减少,而系统性风险是不能用分散投资方法消除的,它是由市场偏差产生的,因此,一个资产 i 贡献给证券组合的风险是它的系统性风险。由于一定时期内 s_i^2 是一个常数,因此使用 b_i 更方便。

由此可见, b_i 是市场风险的一种测度,是个别资产相对于市场证券组合风险程度的比较结果。资产的 β 值越大,风险就越大;反之,风险越小。

尽管 β 值作为风险计量指标,得到了广泛的使用,但是 β 值也是根据方差和协方差的计算来计量投资风险,因此方差类方法存在的问题, β 值方法也存在。

3. 下偏矩风险计量方法

由于用方差计量风险存在许多弊端,长期以来,人们不断努力寻找新的风险计量方法,使其既能具备理论的完美性,又能符合投资者真实心理感受。下偏矩 LMP_q (Lower Partial Moments) 方法就是人们所寻找的一种新方法,它是下方风险 (Downside Risk) 方法的一种,意思是只有收益分布的左尾部分才被作为风险衡量的计算因子。在既定目标下,用 LMP_q 计量一个离散分布投资收益率序列的风险可表示为:

$$LMP_q = \sum_{R_p=-\infty}^h P_p (h - R_p)^q \quad (1-5)$$

其中 P_p 是证券组合收益 R_p 发生的概率, h 为目标收益率, $q(=0, 1, 2)$ 为某种“矩”的类型, q 取不同的值, 反映了 LMP_q 的不同含义。

风险的下偏矩计量方法将损失作为风险的计量因子, 反映了投资者对风险的真实心理感受, 符合行为科学的原理。而且从资源配置效率看, 该计量方法优于方差方法。尽管下偏矩计量方法比较好, 但是也有它的不足, 该方法考虑的只是风险的某些侧面, 是一种事前风险的事后估计方法, 而且对下方风险的刻画并不精细。此外, 与方差方法相比, 它的计算要复杂得多。

4. 基于 Hurst 指数的风险计量方法

设 e_u 为某一时间序列, M_n 为 n 个期间 e_u 的平均值, S 为 e_u 序列的标准差, $X_{t,n}$ 为 n 个期间的积累离差, 即:

$$X_{t,n} = \sum_{u=1}^t (e_u - M_n) \quad (1-6)$$

则极差为:

$$R = \max(X_{t,n}) - \min(X_{t,n}) \quad (1-7)$$

重标极差为(1-7)式的极差除以原来观测值的标准差。为此, 下列关系成立: R/S 为重标极差, n 为观测次数, α 为常数, H 为 Hurst 指数。

$$R/S = (\alpha n)^H \quad (1-8)$$

H 值越大, 趋势越明显, 表明风险越小; 反之, H 值越接近于 0, 风险越大, H 值度量了时间序列参差不齐的程度, 进而度量了证券投资风险的大小。该方法用 H 值度量风险, 是一种全新的思路, 突破了传统的线性分析范式。但亦有它的不足之处, H 值并没有反映损失程度的大小, 而且仍属于事后风险计量。

5. VaR 风险计量方法

VaR(Value at Risk)是 1993 年 J. P. Morgan, G30 集团在考察衍生产品的基础上提出的一种新的风险计量方法。VaR 的基本含义是: 风险资产在给定的置信区间和持有期内, 在正常市场条件下的最大期望损失。VaR 的一般描述如下:

设某一证券组合价值的概率分布密度为 $f(w)$, 给定置信水平 c , w_0 为风险资产的初值, r 为持有期间 t 上的收益率, w^* 为置信水平 c 上的资产最低价值, 则:

$$\text{VaR} = E(w) - w^* \quad (1-9)$$

其中, $w = w_0(1+r)$, 而 w^* 则由下式求得:

$$c = \int_{w^*}^{\infty} f(w) dw \quad \text{或} \quad 1-c = \int_{-\infty}^{w^*} f(w) dw = p(w \leq w^*) = p \quad (1-10)$$

当证券组合收益率的分布为正态分布时, 风险的 VaR 测度等同于风险的方差测度。

VaR 的计算方法主要有三种,分别为方差—协方差法(Variance-Covariance Approach)、历史模拟法(Historical Simulation Method)和蒙特卡罗模拟法(Monte Carlo Simulation)。

方差—协方差法假定风险因子未来收益服从特定的分布(通常是正态分布),先通过历史数据分析和估计该风险因子收益分布的参数值,如方差、相关系数等。然后利用风险因子正态分布的性质,根据(1-10)式得出整个投资组合收益分布的 VaR,即:

$$\text{VaR}_a = k(a)s_p = k(a)\sqrt{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J x_i x_j r_{ij} s_i s_j} \quad (1-11)$$

其中, s_p 为整个投资组合收益的标准差; s_i , s_j 为风险因子 i 和 j 的标准差; r_{ij} 为风险因子 i 和 j 的相关系数; x_i 和 x_j 为整个投资组合中风险因子 i 和 j 所占的比例, $k(a)$ 是 a 对应的分位数。

方差—协方差法的一个明显缺陷是它只反映了风险因子对整个组合价值的一阶线性影响,而对非线性的关系,如期权的 Gamma 和债券的凸性并没有考虑进去。因此,该方法是一个只考虑风险因子对组合价值的一阶线性影响而不考虑非线性影响的估值模型。

历史模拟法是以历史可以在未来重复自身为假设前提,直接根据风险因子收益的历史数据来模拟风险因子收益的未来变化。在这种方法下,VaR 直接取自于投资组合收益的历史分布,而组合收益的历史分布又来自于将组合中每一金融工具的市场价值表示为风险因子收益的函数。因此,风险因子收益的历史数据是该 VaR 模型的主要数据来源。正是因为这个原因,风险因子的历史收益本身已经全面包含了风险因子之间的相互关联的关系,该模型并不需要估算因子之间的相关系数或协方差,也不需要组合收益分布或风险因子的分布做出特别的假定,可以全面反映风险因子和组合价值各种关系,包括线性的。

历史模拟法的一个重要缺陷就是 VaR 的估计值对所选用的历史样本期间比较敏感。为数不多的几个极端值就决定了 VaR 值,在不同的样本期限内,这些极端值可能变化较大,因而使 VaR 值变化也较大。例如,在模型的样本空间中是否选入 1997 年亚洲金融危机期间有关外汇市场或股票市场的数据对以亚洲金融市场为管理对象的 VaR 模型的预测值有非常大的影响。

蒙特卡罗模拟法是通过计算所预期的变量在历史上的均值、方差、相关系数等统计特征,并根据这些特征运用随机数生成器产生符合这些特征的数据,构成所假设的情形,模拟出大量的资产组合收益数值,再从中推出 VaR。蒙特卡罗模拟法是一种随机的模拟方法,必须依靠计算机的辅助运算才能完成。

VaR 计量风险具有简洁的含义和直观的价值判断,使得资产组合的风险能够具体化为一个可以与收益相配比的数字,从而有利于经营管理目标的实现。我们可以

很明显地看到 VaR 的特点:首先,它可以用来简单表示市场风险的大小,没有任何技术色彩和专业背景的投资者与管理者都可以通过 VaR 对金融风险进行评判。其次,它可以事前计算风险,不像前述几种风险计量的方法都是在事后计量风险大小。最后, VaR 不仅能计算单个金融工具的风险,还能计算多个金融工具组成的投资组合的风险。

当然,由于金融风险管理的复杂性,作为新兴的风险衡量工具, VaR 方法也存在着许多不足和有待完善的地方,针对这方面的批评或改进的尝试主要围绕两方面进行。首先是对 VaR 计算方法的质疑,指出使用历史模拟方法来计算 VaR 存在一个假设前提,即历史是重复的,而使用方差—协方差和蒙特卡罗模拟法则依赖于分布假设的准确性(正态性假设),因此假设的正确性与否决定着 VaR 的计算精度。其次是对 VaR 的风险揭示本质的争议,即认为 VaR 方法并不是最佳的计量风险的方法,因为从某种意义上看, VaR 更侧重于表现风险的概率而不是风险损失的大小。比如 VaR 能指出在一定置信水平下损失的最大值,但对置信水平外的风险如突发的灾难事件的预见则仍停留在概率的描述水平,而灾难事件的经济后果评价显然对风险管理决策更有意义。为此,出现了一些改进 VaR 技术的方法,如压力测试、情景分析和返回检验等,使得 VaR 技术更完善。

总的来说,虽然 VaR 有许多不能令人满意的地方,但仍不失为一种有效的风险管理工具。

从 Markowitz 的以投资收益的方差计量风险到具有广泛影响的 VaR 风险管理模型,风险计量方法得到不断的发展。虽然各种风险计量方法都有各自的优势,但也存在各自应用上的缺陷。许多研究者在不断完善这些方法的同时,也在寻找新的风险计量方法,比如信息熵理论就是用来度量信息系统的不确定性,因此它可以根据证券投资收益的不确定性来计量投资风险。

就目前来说 VaR 技术影响最大,它使风险度量发生了显著的变化,它已经发展成风险管理的一种标准,并且与压力测试、情景分析和返回检验等一系列方法共同形成了风险管理的 VaR 体系。然而,正如前文所述的, VaR 技术以及其他风险计量方法都是以正态假设为前提的,事实上,很多研究表明投资收益的分布呈现尖峰肥尾的特性,使得在正态假设基础上的 VaR 计算不精确,与实际情况偏差较大。同时在风险管理中,通常要联合考虑多个风险的联合风险,所以要面临一个重要问题就是不同风险之间的联合分布。一般情况下,容易得到单个风险的分布,但是很难得到不同风险之间的联合分布,而且多变量之间关系最完备的刻画就是它们的联合分布。

6. 连接函数计量方法

近几年来,一种新兴的计量技术——连接函数(copula)的出现改变了这一状况,连接函数可以不需考虑正态假设前提,并且通过它可以得到多变量的联合分布。因为连接函数是将多维联合分布和它的一维边缘分布联系在一起的函数,在考虑单个变量的

边缘分布和它们之间相关结构的基础上得出变量之间的联合分布。正因为如此,连接函数技术可以处理上述的两个问题(正态性假设和多变量的联合分布),且把金融风险分析技术推向了一个新的阶段。

(二) 指标体系法

金融体系是一个复杂的工程,为了及时反映和动态监测金融的运行状况和运行趋势,有必要构造金融统计指标体系,如金融风险预警统计指标体系和外债监测统计指标体系等。指标体系的设计必须遵循如下几个原则:

1. 国际性和科学性

指标的设计必须以所要研究金融问题的内涵和外延,以及金融问题的特征为依据,在指标的构成、评价方法的确定、数据的选择和计算上均符合国际准则和惯例,增强指标体系的国际通用性和科学性。

2. 可比性和一致性

目前,我国金融方面的数据比之于其他行业的数据相对来说较为完整,但有些统计指标的构建还存在着空白,这给指标的选择和数据采集等方面造成很多困难。为此,在统计范围、统计口径和测算方法上,应参照国际上已有的规范指标,尽可能地与国际上通行做法保持一致,以便进行国与国之间的比较研究。

3. 可行性和可操作性

金融统计指标体系的设立既要考虑到国际通用的评价标准,又要适合中国的国情和特点;既要把眼光放在世界范围考察金融问题,又要立足于我国目前的金融运行的现实状况。

(三) 应用回归和多元统计分析方法

它们是运用比较广泛的分析方法,然而,作为金融统计分析方法的重要组成部分,同时应该强调它们在金融分析中的有效性或应用的专门性。许多金融活动中的依存关系、结构关系、动态关系,以及金融分析总体中的聚类分析、因子分析等都需要有应用回归和多元统计分析方法的支持。

(四) 金融高频数据分析法

从金融高频数据产生至今,对金融高频数据的分析一直是金融研究领域中的一个备受瞩目的焦点。这可以归结为两个原因:一个是由于对金融高频数据本身所具有的特征值的关注。通常所指的交易数据,除了交易价格外,还包括与交易相连的询价和报价、交易数量、交易之间的时间间隔、相似资产的现价等等,因此,对于金融高频数据的分析,实质上是一个关于“以不同时间间隔观察到的、具有不规则强度、既有离散变量又有连续变量的”复杂多变量问题。这样,如何从总体上来分析金融高频数据,又如何处理具体金融交易中高频数据的特殊性,便成为众多金融领域的从业者和研究者所面临的一个有趣而又富有挑战性的课题。

另一个是因为金融高频数据对理解市场的微观结构来说相当重要。对金融高频数

据的逐步积累和了解,不仅转变了一些陈旧的研究理念,如以前认为短期的价格波动是不相关的噪音并且不值得去搜集,但现在我们知道高频数据中的这种波动恰恰包含着理解市场微观结构的重要信息;而且随着对金融高频数据统计特征认识的深化,也使先前一些关于如金融市场同类性、短期价格波动服从高斯随机游程的古典经济假定受到了质疑。不难看出,在探寻金融市场微观结构的过程中,需要对基础经济理论、研究方法和计量模型等进行不断创新和完善,而金融高频数据及其分析的出现则正好为这些转变的实践提供了条件。

本章小结

金融是货币流通和信用活动的总称。货币流通是在商品流通过程中产生的货币运动形式。信用是商品买卖的延期付款或货币的借贷。

金融体系包括金融制度、金融机构、金融工具、金融市场及金融调控机制五个方面。

金融制度涉及金融活动的各个方面和各个环节,具体包括货币制度、汇率制度、信用制度、银行制度、金融机构制度、利率制度、金融市场制度,以及支付清算制度、金融监管制度和其他。

金融机构是国民经济机构部门分类的重要组成部分,通常被分为银行和非银行金融机构两大类。金融工具一般解释为信用关系的书面证明、债权债务的契约文书等。

金融市场是金融工具发行和流转的场所。现代电子技术在金融领域的广泛运用和大量无形市场的出现,使许多人倾向于将金融市场理解为金融商品供求关系或交易活动的总和。金融市场发达与否也是一国金融发达程度及制度选择取向的重要标志。

金融调控机制是指政府在遵守市场规律的基础上,对市场体系所进行的政策性调节的机制。

金融统计是运用统计学理论和方法,对金融活动内容进行分类、量化、数据搜集和整理,以及进行描述和分析,反映金融活动的规律性或揭示其基本数量关系,为金融制度的设计和理论研究,以及金融调控机制的实施提供客观和科学的依据。内容包括金融工具统计和金融市场统计,其中,金融统计指标是金融统计分析的基础。

金融统计的研究方法有金融风险计量方法研究,指标体系法研究,应用回归和多元统计分析方法研究,金融高频数据分析法研究等。

思考与练习

1. 简述金融概念的形成。
2. 简述金融体系的基本内容。
3. 简述金融制度的基本内容。
4. 简述金融机构的分类。
5. 简述金融工具的具体内容。
6. 简述金融市场的具体分类。
7. 简述金融调控机制的内容构成。
8. 什么是金融统计? 具体内容包括哪些?
9. 金融统计有哪些研究方法? 对每种方法做具体的说明。
10. 具体描述一些常见的金融风险计量方法。
11. 指标体系法在设计的时候必须要遵守哪些原则?
12. 简述金融高频数据分析法的重要意义。

第2章

货币市场与资本市场 市场统计分析

第一节 货币市场与资本市场概述

在现代经济生活中,金融市场中的交易活动与货物和服务市场中的交易活动共同组成了市场经济。金融市场是进行资金融通的场所,在这里资金通过其价格——利率,实现在全社会的配置。中央银行(货币当局)作为一个核心,对其他金融机构实行调控和监管。各类金融机构在金融市场上或是发挥媒介作用,资金余缺双方间接发生金融交易,满足资金的供给与需求;或是为筹资者和投资者服务,促进资金需求双方直接发生金融交易;或是作为辅助机构,为金融中介机构提供服务,使得金融中介机构更好地发挥媒介作用。

市场经济越发达,金融活动对经济发展的影响就越广泛、越深刻。经济学在货币供求理论研究上的成熟,使得货币政策已普遍成为市场经济国家进行宏观调控的最为重要的工具之一。为了客观、准备地判断金融活动对经济发展的影响,为了使货币政策的决策建立在可靠的基础之上,就必须建立货币与银行统计体系,为分析货币运动与货币政策决策提供信息来源。

一、货币的定义

货币在经济活动中的作用可以概述为:价值尺度、流通手段、支付手段和贮藏手段。货币和银行统计希望通过对货币状况的剖析来观察宏观经济进程,并帮助决策部门决

定如何通过对货币的控制实现对整个经济进程的调控。于是,对货币的定义就要以其流通手段和支付手段的职能为出发点。这是因为,流通手段和支付手段的数量构成了市场购买力,构成市场需求,并反映货币政策操作对宏观经济运行的影响。所以,货币和银行统计在判断诸多金融工具是否属于货币时,要充分考虑它们的流通能力和支付能力,换言之就是要充分考虑它们的流动性。

由于金融工具在流动性上的差异,各国在具体的统计操作过程中,一般都定义了反映不同流动性层次的若干口径的货币。目前,我国使用的货币供应量口径有:M0、M1、M2。M0是指流通领域中以现金形式存在的货币,它是流动性最强的金融资产,它与消费物价水平的变动密切相关,是最活跃的货币,也是中央银行关注和调节的重要目标。M1包含流通领域中的通货,即M0以及住户、非金融企业等部门的可用于转账支付的活期存款。M1又被称为狭义货币,其流动性仅次于M0,在我国是反映企业资金松紧的重要指标。M2包含M1以及准货币。所谓准货币,就是定期存款、储蓄存款和其他存款之和。M2又被称为广义货币,其流动性相对于M1要弱,它能够反映社会总需求的变化。

二、货币政策与货币供给

在市场经济条件下,社会总需求(具体指消费需求、投资需求、政府支出和出口)的实现手段和载体是货币,而货币供给受控于中央银行的货币政策。所谓货币政策,就是中央银行采用各种工具调节货币供求,以实现宏观调控目标的方针和策略,是国家宏观经济政策的重要组成部分。

在现代银行体制和信用制度下,基础货币派生货币供应量的规律已成为不争的事实。基础货币主要是通过中央银行的资产业务创造出来的,派生的货币主要是通过存款货币银行的资产业务创造出来的。

中央银行通过资产业务的操作调整基础货币的过程可以简要概括如下:

如果中央银行要增加基础货币,它可以:(1)降低再贷款和再贴现利率,对金融机构增加再贷款和再贴现的规模,为金融机构提供信用支持,使金融机构增加发放贷款的数量,从而达到增加货币供应量的目的;(2)在公开市场上增加买进外汇的规模,直接增加企业、单位的存款,增加货币供应量;(3)通过公开市场或一级市场购买政府财政债券,或直接给财政提供借款和垫款,财政在得到中央银行的信用后,可增加财政支出,增加财政对单位的拨款,进而增加货币供应量。如果中央银行要减少基础货币,就会采取反向操作。中央银行也可以采用变动存款准备金率的方法,直接影响货币乘数的大小。此时,中央银行的资产负债即使不发生变化,商业银行创造货币的能力也会受到影响。

三、货币需求理论

货币政策选择的出发点是货币需求。经济学史上曾经产生的重要的货币需求理论

有马克思的货币必要量公式、费雪方程式与剑桥方程式、凯恩斯的货币需求理论、弗里德曼的货币需求理论以及资产选择对货币需求的影响理论等。但上述一些理论很难较好地解释中国的货币需求。许多经济学家对中国的货币需求做了大量的研究,其中影响较大的公式是: $\Delta M = f(\Delta Y, \Delta P)$, 即货币供给增长率 ΔM 是经济增长率 ΔY 和预期物价上涨率 ΔP 的函数。

四、货币市场统计中其他重要指标

(一) 基础货币

基础货币是具有货币信贷扩张或收缩能力的货币,又称为高能货币,是货币当局的资产负债表中负债方的储备货币,具体包括中央银行发行的货币、金融机构在中央银行的法定准备金和超额准备金(即金融机构在中央银行的存款),以及机关团体事业单位在中央银行的存款和邮政储蓄存款(即非金融机构在中央银行的存款)。

(二) 货币乘数

货币乘数是基础货币和货币供应量之间存在的倍数关系。它在货币供应量增长和紧缩时,分别起到扩大和衰减作用。使用的计算公式为: $m = M2/MB$, 其中 MB 表示基础货币, m 表示货币乘数。中央银行制定货币政策从而确定了货币供应量控制目标后,通过两条途径来实现目标:一是变动基础货币的数量,二是调节基础货币乘数。理论上认为,货币乘数主要受四个因素的影响,即现金比率、法定存款准备率、超额准备率和非金融机构在中央银行的存款与中央银行全部存款的比率。其中,法定存款准备率、超额准备率和非金融机构在中央银行的存款与中央银行全部存款的比率对货币乘数的影响是反方向的。现金比率对货币乘数的影响方向不是完全确定的。

(三) 信贷总量

信贷总量又称贷款总量,是国内所有金融机构对非金融机构发放的各类贷款之和。贷款是我国最主要的信用形式,是商业银行最主要的资产,是企业最重要的资金来源。银行信贷与股票、企业债券共同,形成企业在国内筹资的主要渠道。在目前我国股票市场和公司债券市场都尚未充分发展的情况下,银行贷款就成为企业最重要的资金来源渠道。

(四) 储蓄存款

储蓄存款是一个非常重要的指标,一方面,因为它是金融机构最重要的资金来源;另一方面,它是居民最重要的金融资产。影响居民储蓄存款变动的因素比较复杂,从实物经济运行看,主要受居民可支配收入、消费、住房投资、征收利息税等因素的影响;从金融市场看,它还受利率水平、证券市场的发展、其他金融资产的收益率以及居民对流动性的偏好等各种因素的影响。

五、证券及证券市场

广义的金融市场包括货币市场和资本市场。货币市场是融通短期资金的市场,资

本市场是融通长期资金的市场。资本市场又可以进一步分为中长期信贷市场和证券市场。证券市场可以通过证券信用的方式来融通资金,有效地配置社会资源,支持和推动经济发展,它是资本市场的核心和基础,是金融市场的重要组成部分。

(一) 证券

证券是商品经济和社会化大生产发展的产物,一般意义上的证券是指用来证明或设定一定权利的书面凭证,它表明证券持有人或第三者有权取得该证券拥有的特定权益。

证券可分为凭证证券和有价证券。凭证证券又称为无价证券,指本身不能使持券人或第三者取得一定收入的证券。有价证券是指标有票面金额,证明持券人有权按期取得一定收入并可以自由转让和买卖的所有权或债券凭证。这类证券本身没有价值,但有着一定量的财产权利,持有者可以凭此直接获得一定量的商品、货币,可以在证券市场上流通和买卖。

有价证券按经济性质可以分为股票、债券和其他证券三大类。其中股票、债券和基金是最活跃的投资工具,适销性强,是证券市场的主要交易对象,也是证券理论和实务研究的重点。

(二) 证券市场

证券市场是股票、债券和基金等有价证券发行和交易的场所。按照市场的职能,可分为证券发行市场和证券流通市场。证券发行市场又称一级市场,是发行人以筹集资金为目的,按照一定的法律规定和发行程序,向投资者出售新证券所形成的市场。证券流通市场又称为二级市场,是已发行的证券通过买卖交易实现流通转让的场所。证券流通市场一般包括两个子市场:一是证券交易所,其交易有固定场所和固定的交易时间,是最重要的集中的证券流通市场;二是场外交易市场,是证券经营机构开设的证券交易柜台,不在交易所上市挂牌的证券可申请在场外进行交易。

证券市场按证券的性质不同,可以分为股票市场、债券市场和基金市场等。

(三) 股票市场

股票市场是股票发行和买卖交易的场所。股票的发行人是股份有限公司,股份有限公司通过发行股票在股票市场上筹集资金用于扩大再生产。股票市场的交易对象是上市公司的股票,上市公司是股票市场的基石,上市公司质量的好坏,决定着股票市场的发展前途。虽然股票的市场价格受到政治、经济、社会等诸多因素的影响,但上市公司的经营状况和盈利水平最终决定着股票的市场价格。

股票市场统计分析从狭义上是指根据金融学理论,特别是现代金融学理论,运用统计学的方法,对整个股市、个别股票和股票组合的现有风险与收益水平的评价,通过进一步分析,估计股票本身的特有风险与收益水平两者之间的关系,从而合理地给股票定价。从广义上说,股票市场的统计分析还包括基本分析和技术分析。

1. 基本分析

基本分析是对影响股票市场的许多因素如宏观因素、产业和区域因素、公司因素等

的分析,分析它们对证券发行主体(公司)经营状况和发展前景的影响,进而分析它们对公司的市场价格的影响。由于这些因素存在于股票市场之外,因而被称为基本因素。基本分析主要包括宏观经济因素分析(基本面分析)、产业分析和公司分析。

宏观经济因素是影响股票市场的最重要的宏观因素,它对股票市场的影响主要体现在宏观经济运行和宏观经济政策调整对股票市场趋势的影响方面。宏观经济因素分析主要包括以下几个方面:

(1) 经济增长与经济周期分析。经济运行有周期性,股票市场作为经济的晴雨表,将提前反映经济周期变化。

(2) 通货膨胀分析。适度的通货膨胀对证券市场有利,过度的通货膨胀必然恶化经济环境,而且人们将资金用于囤积商品保值,对股票将产生极大的负面影响。

(3) 利率水平分析。贷款利率的提高,增加了上市公司的成本,从而降低了利润;存款利率的提高,增加了股票投资者的机会成本,两者均会使股票价格下跌。反之,存款利率和贷款利率下调会使股票价格上涨。

(4) 汇率水平分析。外汇汇率是不同货币之间兑换的比率,也可以说是以一种货币表示的另一种货币的价格。汇率变动对国际化程度较高的股票市场影响较大,币值大幅波动会影响国际投资者对该国的信心,造成资本外流,导致股价下跌。汇率变动对国际化程度较低的证券市场影响较小。

(5) 货币政策分析。当中央政府采取紧缩性的货币政策时,货币供应量减少,市场利率上升,公司资金困难,运行成本加大。盈利预期下降甚至亏损,居民收入下降,失业率增加,从而股市下跌。反之,当中央银行采取扩张性的货币政策时,股市上涨。

(6) 财政政策分析。当政府通过增加财政支出刺激经济,将增加上市公司的利润和股息;当税率降低时,将降低公司的税后利润和股息水平,使股市上涨;反之,当政府减少财政支出或提高税率时,股市会下跌。

(7) 产业分析。产业分析是在进行股票投资时选择适当产业的依据和前提。产业是指一个企业群体。产业的发展是不平衡的,有的产业的增长高于国民经济的增长,有的则与国民经济增长同步,而有的则低于国民经济增长。产业分析的主要内容如下:

产业的生命周期阶段分析,产业会经历一个由产生到成长再到衰落的发展演变过程,这个过程便称为产业的生命周期,可分为四个阶段,即初创阶段、成长阶段、成熟阶段和衰退阶段。

产业的业绩状况分析,产业的业绩也会呈现周期性变化。产业的业绩分析主要是评价整个产业的收益和风险状况以及两者之间的关系及其变化状况。

产业的市场表现分析,分析整个行业在市场上量价走势,主要从趋势和波动性两个角度进行分析。

产业发展的趋势分析,主要是分析整个产业未来的规模(占整个国民经济的比重)和效益,对整个国民经济的推动力和受其他行业发展的影响力。

(8) 公司分析。公司分析包括公司基本素质分析和公司财务分析,公司基本素质分析主要是定性分析,分析的重点放在公司潜在竞争力上,包括一家公司在所处行业的竞争优势分析和劣势分析。公司财务分析主要是财务业绩的比较分析。

2. 技术分析

与基本因素不同,市场因素主要是通过投资者的买卖行为来影响股票市场,可以归结为股票交易量和股票价格水平,或者更一般地归结为市场创造的统计信息的总和,它存在于股票市场的内部,与基本因素没有直接关联,因而称为技术因素。技术分析的三大理论假设是:市场行为包括一切信息;价格沿趋势波动,并保持趋势;历史会重复。

(四) 债券市场

债券市场是债券发行和买卖交易的场所。债券的发行人有中央政府、地方政府、金融机构、公司和企业等。债券发行人通过发行债券筹集的资金一般都有期限,债券到期时债务人必须按时归还本金并支付约定的利息。债券持有者和发行人之间是债权债务关系。债券市场交易的对象是债券。债券有固定的票面利率和期限,因而其市场价格相对股票价格而言比较稳定。

影响债券定价的内部因素主要有债券发行主体的信用水平、债券期限的长短、票面利率、提前赎回规定、税收待遇、流通性等。影响债券定价的外部因素主要有银行利率、市场利率等。

债券的定价原理如下:

(1) 对于付息债券而言,若市场价格等于面值,则其到期收益率等于票面利率;如果市场价格低于面值,则其到期收益率高于票面利率;如果市场价格高于面值,则其到期收益率低于票面利率。

(2) 债券的价格上涨,到期收益率必然下降;债券的价格下降,到期收益率必然上升。

(3) 如果债券的收益率在整个时期内没有变化,则说明其市场价格日益接近面值,且接近的速度越来越快。

(4) 债券收益率的下降会引起债券价格的提高,且提高的金额在数量上会超过债券收益率以相同幅度提高时所引起的价格下降金额。

(5) 如果债券的息票利率较高,则因收益率变动而引起的债券价格变动百分比较小。

(五) 基金市场

基金市场是基金证券发行和流通的市场。根据基金单位是否可增加和赎回,投资基金可以分为开放式基金和封闭式基金。开放式基金在基金设立后,投资者可以随时申购和赎回基金单位,基金规模不固定。封闭式基金的基金规模在基金发行前就已经确定,在发行完毕后的规定期限内,基金规模固定不变。

在基金市场上选择基金投资时,基金资产净值和它的历史业绩是重要的参考依据。

基金资产净值指某一时点上某一投资基金每份基金单位实际代表的价值,是衡量一个基金经营好坏的主要指标。基金资产净值反映了基金单位价格的内在价值,是决定基金市场价格的最主要因素。基金的业绩评价包括:资产的净增长率分析、风险分析、单位风险报酬率分析。

第二节 资本市场与货币政策的相互影响

资本市场发展与货币政策有着密切的关系:一方面,资本市场的产生与发展使货币的需求与供给变得复杂化了,同时也使货币政策调控经济的渠道多元化了,这给货币政策的制定和实施提出新的挑战;另一方面,货币政策影响和决定着股票市场资金的供给,影响着股票价格的高低。

一、资本市场对货币政策的影响

资本市场的发展对货币政策的各个环节都有很大的影响,具体表现在以下三个方面。

(一) 资本市场对货币需求的影响

根据凯恩斯的货币理论,货币需求取决于三种动机,即交易动机、投机动机和预防动机,其中投机动机与资本市场有着十分紧密的关系。这是由于货币与非货币资产之间的利率差异事实上是持有货币资产的一种潜在损失,或机会成本。人们持有货币的多少取决于人们从货币资产的流动性中所获得的效用与这种机会成本的比较。可以看出,这种货币需求会随着资本市场收益率的变化而变化。现代金融理论中,货币是众多资产中的一种,持有货币是一种资产选择行为,人们根据预期收益和风险水平来持有各种资产,当资产的预期收益率上升,或预期风险水平下降时,人们就会减少货币持有量;相反,人们就会增加货币持有量。在弗里德曼的货币需求函数中,资产的收益率也是一个重要的变量。理论上,货币需求与资产收益率的关系是公认的。我国资本市场产生以来,投机性货币需求增长较快,这部分投机性货币对银行利率与资本收益率之间的差异反映较敏感,因而当两种收益的变化较大时,就会产生银行与资本市场之间巨大的资金流动。1996年,当我国银行利率下调时,我国银行储蓄存款增长幅度出现下降,相对量也有所下降,而资本市场成为热点,这反映了我国居民货币需求中,投机需求已经成为重要的组成部分。1998年到1999年,银行利率多次下调,但由于资本市场风险增加,人们的风险意识也在增强,而预期收益率不容乐观,因此才出现了储蓄仍然坚持上升的情况。这不能说明我国居民投机性货币需求的什么问题,只是说明我国资本市场还不够理想,投资者对之普遍缺乏信心。

(二) 资本市场对货币供给的影响

在不考虑货币的内外生性时,货币供给存量取决于两个因素,即基础货币和货币乘

数。基础货币是由中央银行单独决定的,中央银行可以通过自己的资产负债表变化扩大或收缩基础货币投放量,从这个角度来说,它并不受资本市场的影响。不过中央银行投放基础货币的业务离不开资本市场,这是因为中央银行最重要的公开市场业务离不开众多资本市场机构的参与。我国于1996年4月开始运用公开市场操作,这标志着我国资本市场,尤其是资本市场机构已经成为货币政策链条中的一个组成部分,而且地位会越来越重要。不仅如此,由于超额准备金率和现金存款比率是货币乘数中的主要变量,资本市场的产生和发展对货币乘数也产生影响。资本市场上大多数证券具有较高的流动性,存款银行持有有价证券,一定程度上可以减少其超额准备金率,当需要资金时,可以将原有的有价证券出售以换回货币资产。这就表明,资本市场通过银行持有有价证券可以影响超额准备金率。另外,同样由于证券资产的高流动性,它可以通过变现一定程度上满足人们的支出需要。因此,资本市场的发展会对货币供给产生冲击。

(三) 资本市场对货币政策调控的影响

资本市场产生后,资金流动已经由原来的银行部门与实体经济部门之间扩大到货币市场、资本市场与实体经济部门三者之间,货币政策的制定既要考虑银行部门与实体经济部门的关系,而且还要考虑货币市场与资本市场以及资本市场与实体经济之间的关系。从这种意义上说,货币市场、资本市场与实体经济部门三者之间必须是协调发展的,否则将会影响货币政策的效果。比如,我国1996年资本市场迅速膨胀时,拆借资金大规模流入资本市场,出现了货币政策与实体经济部门关系的弱化,而资本市场则由于它与货币市场天然的便利关系,成为“吸纳”货币政策的场所;而1998~1999年度资本市场萎靡不振的时候,中央银行的货币政策则更多地停留于货币领域,对实际经济的作用也不显著。这说明,我国货币政策对实体经济部门的作用效果还有待提高。从另一个角度看资本市场与货币市场、资本市场与实体经济的协调发展也是货币政策的要求,我国资本市场以整体素质不高与大起大落为表现的投机性特点,对我国货币政策的实施效果产生了负面影响。资本市场的出现,事实上使我国的货币存量外延扩大了。之前货币供给固定地由现金和银行系统创造的信用构成,货币总量控制只需控制银行的信贷规模便可以取得。资本市场产生以后,一方面银行通过证券的买卖双向地改变了其对货币总量的影响,这部分资金不是银行信贷的范围;另一方面,一部分资金流入资本市场后,变成了高流动性货币,因而改变了货币内部的结构,这就使得以货币总量为中间目标的货币政策实施难度增加。

二、货币政策对资本市场发展的影响

(一) 货币政策影响资本市场发展的理论原理

从某种意义上讲,我国的股票市场既是“政策市”又是“资金市”。货币政策直接影响和决定着股票市场资金的供给,因此,直接影响到资本市场的发展。货币政策影响资本市场发展的主要渠道如下。

1. 货币供应量对资本市场的影响

从理论上讲,货币政策决定货币供应量,货币供应量对股票价格的影响有三种表现:一是货币供应量增加,可以促进生产,扶持物价水平,阻止商品利润的下降,使得对股票的需求增加,促进股票市场的繁荣;二是货币供应量增加引起社会商品的价格上涨,股份公司的销售收入及利润相应增加,从而使得以货币形式表现的股利即股票的名义收益会有一定幅度的上升,使股票需求增加,从而股票价格也相应上涨;三是货币供应量的持续增加引起通货膨胀,通货膨胀带来的往往是虚假的市场繁荣,造成企业利润普遍上升的假象,保值意识使人们倾向于将货币投向贵金属、不动产和短期债券上,股票需求量也会增加,从而使股票价格也相应增加。由此可见,货币供应量的增减是影响股价升降的重要原因之一。

2. 利率变动对资本市场的影响

利率作为资金的价格,其变动直接引导资本市场资金的变化。随着我国金融市场大发展和对外开放步伐的加快,利率变动对资本市场的影响将会越来越敏感和重要。调低利率,不仅意味着资金价格便宜了,货币供给总量增加了,而且影响到居民的金融资产结构,比如:调低利率,会引导储蓄存款流向股票市场,推动股票价格的上涨;反之,调高利率则会引起股票价格下跌。2002 年我国货币报告预测说将根据国民经济增长和物价走势,合理确定存贷款利率水平。这些年,股市对利率反应有时提前,有时因各种渠道或各种原因畅滞难料而出现逆反映,因此,引起人们对利率与股市关系的困惑。但这个问题随着利率市场化的进展,随着对股市秩序的净化,将会越来越有可预测的相关性,美国利率与股市关系即为正常市场经济条件下相关关系的一例。2002 年我国货币报告中提到,央行将逐渐更多地通过引导货币市场利率调节公众预期,进而实现货币政策目标,这反映出货币当局希望强化利率与股市的正相关联系,通过利率来影响和调节市场供求以实现货币政策目标。

3. 金融监管对资本市场发展的影响

金融监管对资本市场发展的影响主要体现在金融监管力度的大小,直接影响到银行信贷资金违规流入资本市场数量的多少。从我国股市的几次大跌上看,都有银行信贷资金违规流入资本市场这一因素的作用,一般的循环是:股市走强,违规资金活跃;银行查处违规资金,股市下跌,监管放宽,股市再次走强。当然这里面还包含其他因素,但是作为资金推动型的我国股市,对于清查违规资金的“监管压力”始终是影响大盘的几大决定因素之一。

(二) 我国股票市场的资金供给与货币政策的密切关系

目前我国股市的资金供给从投资者的构成看主要有居民的储蓄和现金,机构投资者的自有资金和借贷资金,企业的自有资金和借贷资金。这里比例较大的是居民的资金和企业的资金,据市场人士的估计,这部分资金约占市场资金总供给的 80% 左右。在这 80% 的资金里,居民的资金占较大比例,这部分资金主要受储蓄存款利率调节的

影响。由于近些年居民储蓄存款利率不断下调,使得进入我国高市盈率股市的这部分资金不断增加。尽管有居民个人利用银行贷款炒股,但是数量不多,因此居民的资金绝大部分是合规的,这部分资金的问题在于过于分散,难以形成合力,容易被形形色色的市场因素“牵着鼻子走”,因此尽管每次市场受查处的只是少量的违规资金,但它们都能在市场上引起很大的震动。

企业进入股市的资金对股市的波动构成关键性的影响,特别是那些明显违规和介于违规与合规之间灰色地带的资金对股市的波动影响很大。这些资金大部分来自银行信贷且颇具规模,受金融监管政策、货币供应量以及利率的综合影响。这些资金进入股市的方式较为隐蔽,具备了坐庄与跟庄的资金所需要的“隐蔽性”要求。尤为引人注意的是,企业进入股市的资金大部分是由大小专业投资机构来操作,以企业现有的证券投资能力,根本无法运作如此庞大的资金,而专业投资机构如不提供高额回报的许诺,就无法争取到这部分资金,而实现这种高额回报的最有效的做法就是不断培育庄股,这就缔造了所谓的“庄股时代”。

鉴于我国机构投资者的规模较小、风险控制能力较低,而且受到的监管较为严厉,因此其进入股市的自有资金规模有限,运作也比较规范,机构投资者投资股市的大部分资金也来自银行,主要途径是:同业拆借、股票质押贷款、债券抵押贷款。由于头寸和时间上的诸多限制,这部分资金基本用于为企业发行新股和增发提供融资,及其为大客户提供申购新股的临时性垫款,主要活跃在一级市场。

三、我国资本市场发展与货币政策关系的状况

(一) 资本市场发展与货币政策目标之间的关系

我国货币政策的最终目标是保持货币币值稳定,并以此促进经济增长,因此我国货币政策主要考虑的因素是通货膨胀率和GDP增长率,如果将考虑的因素细分,货币政策考虑的因素包括:物价水平、企业融资状况以及投资意愿,居民个人的储蓄状况及消费意愿、商业银行流动性水平、货币资金的松紧状况及其资源配置效率等。

从理论上讲,随着资本市场的影响力不断扩大,资本市场的发展与货币政策目标之间的关系必将越来越密切。从保持物价稳定角度来看,由于虚拟经济的迅猛发展,传统的物价已经不能完整地反映一个国家的价格水平,货币政策还应该关注包括房地产价格、股票价格在内的资产价格,以便更恰当地调控经济;从促进投资、消费的角度来看,资本市场是一个重要的投融资渠道,并具有资产负债表效应及财富效应,因而资本市场作为资源配置、产权交易、风险定价和行使公司治理的市场机制,对公众的投资、消费等经济生活的作用越来越大,影响也越来越深刻。由此可见,资本市场发展应该被纳入货币政策的政策框架中。

(二) 我国资本市场发展与货币政策关系的现状

西方许多国家的货币政策的中介目标都从货币供应量转向利率或直接瞄准通货膨

胀率,有些国家即使继续把货币供应量作为中介目标,也对货币供应量层次做了修改,并且较多国家的货币政策考虑到了资本市场的价格变化影响,并做出了相应调整。与国外相比,我国的资本市场的发展虽然已经初具规模,但是“股市化”倾向却比较严重。相对于股票市场融资的迅猛发展,企业通过债券融资的比例显得很不协调,这与国际企业债券市场规模已经超过股市且发展加速的势头背道而驰。因此可以说,我国的资本市场是一个以股票市场为主的市场。我国的股票市场从1990年沪深股市的14只股票,发展到2014年底的2613只股票,总市值达到了约372546.96亿元,约占同期国内生产总值的58.56%。我国的股票市场已经逐渐成为经济、政治生活的重要组成部分。由于消除了短缺,货币不再大量进入商品市场,相反,越来越多的货币被证券市场吸纳,大量流进证券市场。社会资金对物价构成的冲击减小,而对股价波动的影响迅速增强。这时物价并不对货币政策构成冲击,而是股价对货币政策的压力加重。

随着资本市场(主要是股票市场)在我国经济中影响作用的增大,资本市场的进一步发展对货币政策的运用提出了新的要求。关于货币政策是否应关注资本市场中资产价格的变动,成为目前我国金融理论界一个十分热门的话题。虽然目前我国的资本市场与货币市场的一体化水平还不高,资本市场的财富效应也不明显,我国的价格对于我国货币政策来说,显示出一定的不可控性、不可测性;但是,从发达国家或地区的资本市场的发展过程和经验看,我国的资本市场发展对宏观经济、微观基础、消费需求、融资结构、金融稳定乃至货币政策的影响会与日俱增。而且资本市场本身就是货币政策的重要传导机制之一,资本市场上的货币需求已经成为影响中央银行货币政策执行效果的重要因素之一,货币政策理应对资本市场加以关注。

第三节 我国资本市场与货币政策的协整关系

目前来看,各国货币政策当局对于如何应对资本市场的价格波动这一问题仍无良策,常常处于两难的境地:一方面,害怕政府行为刺穿泡沫,造成像日本那样的经济衰退;另一方面,担心政策行为会使泡沫激增,给经济造成更大的隐患。主要原因在于相关的理论研究不充分和结论的不一致。事实上,由于这一问题的特殊政策含义,经济学界目前对这个问题的研究多是一些工作论文,且结论也是争论不断,尚无普遍一致的看法。

从理论上说,资本市场与货币政策属于两个不同的范畴。资本市场是金融体系的组成部分,是进行长期资金配置的场所,而货币政策则是稳定一国宏观经济的政策工具。主流经济学的理论范式认为,资本市场是有效的、不应该受到管制的,资本市场中的价格波动仅仅反映经济的基本面变化,在这样的情况下,货币政策当局没有理由干预资本市场的自身运作,资产价格的作用仅仅表现在它是经济运行状态的“晴雨表”上。但是,当以下两个条件都满足时,货币政策就应该更多地关注资本市场:第一,存在着非基本面因素推动资本市场价格波动;第二,与基本面无关的资本市场价格波动对真实

经济有着潜在的显著影响。如果上述两个条件得到满足,那么,资本市场的价格波动就在某种程度上成为经济不稳定的独立因素,货币政策对此当然不能视而不见(Bernanke and Gertler, 1999)。

一、模型及方法

1981年和1987年,当Granger与他的伙伴Engle两次将“协整”这一词展现在人们面前时,协整的概念便很快地传遍了整个经济学界。对于若干个非平稳的时间序列,如果每一个时间序列都在经过了 d 次差分后达到了平稳,即均为 d 阶单整序列,并且由这些时间序列构成的某一线性组合是满足较低阶数($d-b$)的求和过程(整数 $b>0$),那么我们就说这些时间序列之间存在着协整关系。这种协整关系同时也说明了各个时间序列之间存在着一种长期均衡的关系。

在实证研究中我们在此所使用的数据是2007年1月~2010年12月的上证综合指数,货币供应量(M0、M1和M2)和金融机构贷款总额。数据来源于国家统计局以及Wind终端。全国零售物价指数除名义货币供应量与名义贷款总额,得到实际货币供应量和实际贷款总额,使用X12方法对实际值进行季节调整,最后再对上证综合指数和以上两者作自然对数变换。

(一) 单位根检验

我们日常计量经济中使用的标准估计方法依赖于序列变量的均值和方差是常数,与时间无关,即是平稳序列,而许多经济时间序列不满足平稳性要求,即是非平稳的。对非平稳序列使用传统的估计方法时(像普通最小二乘估计,OLS),以及估计变量间的关系时会得出错误推断。因此,在采用经济计量方法进行检验之前,通常要考察时间序列变量是否是平稳的,是否具有随机趋势,即要对序列变量及其差分进行单位根检验,如果变量不能拒绝有单位根,则认为是非平稳的,存在随机趋势。

目前使用比较广泛的是ADF检验(Augmented Dickey-Fuller Test)和PP检验(Phillips-Perron Test)。ADF检验是当误差项存在自相关的情况下将DF检验进行扩展,它假设模型包含足够多的滞后项使得一个 n 阶自回归模型的残差是白噪声的,并计算原假设滞后的差分项系数等于零的T统计量。与ADF检验不同的是,PP检验主要应用于一阶自回归模型的残差不是白噪声,而存在自相关的情况下。由于我们实证的时间序列是建立在残差不存在自相关的假设上,故下面将采用ADF单位根检验。

该检验是基于以下回归方程:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \theta_j \nabla Y_{t-j} + \mu_t \quad (2-1)$$

其中, $\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 。这个方程的右边包括几项(ρ)滞后项视具体情况而定,一般选择能保证 μ_t 是白噪声的最小的 ρ 值。

然后,分别对无限制回归方程(2-2)和有限制回归方程(2-3):

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \theta_j \nabla y_{t-j} \quad (2-2)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha + \sum_{j=1}^n \theta_j \nabla y_{t-j} \quad (2-3)$$

用 OLS 进行估计。最后计算出标准 F 比率:

$$F = (N - K)(ESS_R - ESS_{UR})/q(ESS_{UR}) \quad (2-4)$$

其中 ESS_R 和 ESS_{UR} 分别是有限制和无限制回归的残差平方和, N 是观察个数, K 是无限制回归方程中估计参数的个数, q 是有限制回归方程中估计参数的个数。 F 可以用来检验限制条件 ($\beta = 0$ 且 $\rho = 1$) 是否成立。当 ρ 的值显著小于 1, 说明 Y_t 不含有单位根, Y_t 是平稳的; 反之, Y_t 是非平稳的。

(二) 协整检验

要验证多个非平稳的变量之间是否存在长期稳定的线性关系, 可以采用协整检验法进行检验。一个时间序列 Y_t , 有可能存在 d 阶差分平稳过程, 即 Y_t 经过 d 阶差分后成为平稳序列, 如当 $d = 1$ 时有 $Y_t - Y_{t-1} = \mu_t$, μ_t 为白噪声序列, 多次迭代后, 有

$$Y_t = Y_0 + \sum_{i=1}^n \mu_i, \text{ 从而 } Y_t \text{ 可看作 } \mu_t \text{ 的一阶求和过程, 即 } Y_t \sim I(1).$$

$Y_t - Y_{t-1} = \mu_t$ 说明非平稳的时间序列 Y_t 与非平稳的时间序列 Y_{t-1} 的不平稳波动具有共同性, 得以相互抵消, 这是在一个变量及其滞后值之间进行的处理, 而对于两个互不相干的非平稳的时间序列 X_t 、 Y_t 均属于 $I(1)$ 过程, 一般而言, 其线性组合 $Z_t = Y_t - \alpha X_t$ 也应该属于 $I(1)$ 过程, 但存在 Z_t 属于 $I(0)$ 过程的可能性。这种情况发生时, 意味着对 X_t 、 Y_t 之间的长期成分有种特殊的限制, 即它们之间必定含有长期波动成分。又因为 $Z_t \sim I(0)$, 则意味着 Y_t 和 αX_t 的长期波动可以相互抵消而生成平稳序列 Z_t , 这样的 X_t 、 Y_t 即为协整序列, α 为协整参数, $(1, -\alpha)$ 为协整向量。因此, 如果 X_t 、 Y_t 同为 d 阶求和的过程, 且存在着线性组合序列 $\alpha X_t + \beta Y_t$ 为 $d-b$ 阶求和过程, 则 X_t 、 Y_t 存在协整关系, 记为 X_t 、 $Y_t \sim CI(d, b)$, 向量 (α, β) 为协整向量。

协整检验方法有两种: 一种是 E-G 两步法, 另一种是 Johansen 协整检验法。这两种方法的主要差别在于 E-G 两步法采用的是一元方程技术, 而 Johansen 协整检验法采用的是多元方程技术。因此 Johansen 协整检验法在假设和应用上所受的限制较少。然而由于我们在实证分析中建立的是关于多个两变量间的一元协整方程, 故将采取 E-G 两步法进行变量间的协整检验。

E-G 两步法的基本原理是: 假设 X_t 、 Y_t 均属于 $I(1)$ 过程, 那么一阶差分后的 X_t 、 Y_t 则为平稳时间序列。首先用 OLS 对协整回归方程 $Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t$ 进行估计。然后, 检验这个回归方程的残差 μ_t 是否是平稳的(如果 X_t 与 Y_t 不是协整的, 则它们的任

一线性组合都是非平稳的,因此残差 μ_t 也将是非平稳的)。具体说就是:检验 μ_t 是非平稳的假设,也就是检验 X_t 与 Y_t 不可协整的假设。检验 μ_t 是非平稳的假设可以采用两种方法进行:第一种就是用 ADF 单位根检验,另一种,可以用协整回归的 D-W 统计量进行。我们的实证部分将仍采用 ADF 检验法。

(三) Granger 因果关系检验

Granger 因果关系检验的基本思想是:如果 X 的变化引起 Y 的变化,则 X 的变化应该发生在 Y 的变化之前。如果 X 是引起 Y 变化的原因,则必须满足两个条件:第一, X 应该有助于预测 Y ,即在 Y 关于 Y 的过去值的回归中,添加 X 的过去值作为独立变量应当显著地增加回归的解释能力;第二, Y 不应当有助于预测 X ,其原因是如果 X 有助于预测 Y , Y 也有助于预测 X ,则很可能存在一个或几个其他的变量,它们既是引起 X 变化的原因,也是引起 Y 变化的原因。

双变量的 Granger 因果关系检验模型为:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + \mu_t \quad (2-5)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \theta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \pi_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (2-6)$$

要检验 X 与 Y 之间的因果关系,就是要检验 $b_i = 0$ 和 $\pi_i = 0 (i = 1, 2, \dots)$ 。如果两个假设检验都不能拒绝,则 X 、 Y 就是两个独立的序列;如果两个变量都被拒绝,则 X 、 Y 之间互为因果。若拒绝前者而接受后者,则存在从 X 到 Y 的单向因果关系,反之,则存在从 Y 到 X 的单向因果关系。

检验从 X 到 Y 的单向因果关系的步骤是:

(1) 检验假设即零假设为: $H_0: b_i = 0, i = 1, 2, \dots, m$ 。

(2) 对下列两个回归模型进行估计。

无限制条件回归:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + \mu_t$$

有限制条件回归:

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (2-7)$$

(3) 按照(2-4)式所给出的计算 F 的公式,用各回归的残差平方和计算得到 F 统计量,检验系数 $b_1, b_2, \dots, b_m$ 是否同时显著地不为零。如果是这样,就可以拒绝“ X 不是引起 Y 变化的原因”的原假设。

同理,可以检验从 Y 到 X 的单向因果关系。

在确定 Granger 因果关系时,滞后变量长度的选择将直接影响到检验结果。一般来说,最好试验几个不同的 m 值,要保证结果不那么受 m 选择的影响。

(四) 向量自回归(VaR)模型

VaR 模型通常用于相关时间序列系统预测和随机扰动对变量系统的动态影响。该模型避开了结构建模方法中需要对系统中每个内生变量关于所有内生变量滞后值函数的建模问题。

最一般的 VaR 模型的表达式是:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \cdots + A_p Y_{t-p} + B_1 X_{t-1} + \cdots + B_r X_{t-r} + \mu_t \quad (2-8)$$

其中, Y_t 是 m 维内生变量向量, X_t 是 d 维外生变量向量, $A_1, \cdots, A_p$ 和 $B_1, \cdots, B_r$ 是待估计的参数矩阵, 内生变量和外生变量分别有 p 和 r 阶滞后期。 μ_t 是随机扰动项, 其同时刻的元素可以彼此相关, 但不能与自身滞后值和模型右边的变量相关。

在实际应用中, 通常希望滞后期 p 和 r 足够大, 从而完整地反映所构造模型的动态特征, 但是另一方面, 滞后期越长, 模型中待估计的参数就越多, 自由度就越少。因此, 应在滞后期与自由度之间寻求一种均衡状态, 一般根据 AIC 和 SC 信息量取值最小准则确定模型的阶数:

$$AIC = \frac{-2l}{n} + \frac{2k}{n} \quad (2-9)$$

$$SC = \frac{-2l}{n} + \frac{(k \log n)}{n} \quad (2-10)$$

其中, $k = m(rd + pm)$ 是估计参数个数, n 是观测值数目, 且:

$$l = \frac{nm}{2} (1 + \log 2\pi) - \frac{n}{2} \log \left[\det \left(\sum_{i=1}^n \frac{\hat{\mu}_i \hat{\mu}_i'}{n} \right) \right] \quad (2-11)$$

(五) 脉冲响应函数

脉冲响应函数刻画的是, 在扰动项上加一个标准差大小的冲击对于内生变量当前值和未来值所带来的影响。假设两变量的 VAR(1) 模型为:

$$Y_t = a_{11} Y_{t-1} + a_{12} X_{t-1} + \mu_{1,t} \quad (2-12)$$

$$X_t = a_{21} Y_{t-1} + a_{22} X_{t-1} + \mu_{2,t} \quad (2-13)$$

其中, 模型中的随机扰动项称为信息。

如果 $\mu_{1,t}$ 发生变化, 不仅当前的 Y 值立即改变, 而且还会通过当前的 Y 值影响到 Y 和 X 的今后取值。脉冲响应函数就是用来描述这些影响的轨迹, 显示任意一个变量的扰动如何通过模型影响所有其他变量, 最终又反馈到自身的过程。如果信息是相关的, 它们将包含一个不与某特定变量相联系的共同成分。通常将共同成分的效应归属于 VaR 系统中第一个出现的变量(依照方程顺序), 因此, 上面的 $\mu_{1,t}$ 和 $\mu_{2,t}$ 的共同成分都归于 $\mu_{1,t}$ 。

(六) 方差分解

Sims 于 1980 年提出了方差分解的方法, 定量地研究模型的动态特征。其主要思

想是:把系统中每个内生变量(如 m 个)的波动按照其成因分解为与各方程信息相关联的 m 个组成部分,从而了解各信息对模型内生变量的相对重要性。

方差分解的模型为:

$$RVC_{ij}(s) = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\pi_{q,ij})^2 \sigma_{ij}}{\text{var}(y_{ij})} = \frac{\sum_{q=0}^{s-1} (\pi_{q,ij})^2 \sigma_{ij}}{\sum_{j=1}^k \left\{ \sum_{q=0}^{s-1} (\pi_{q,ij})^2 \sigma_{ij} \right\}} \quad (2-14)$$

其中 $\pi_{q,ij}$ 是脉冲响应函数, σ_{ij} 是白噪声序列第 j 个分量的标准差, y_{ij} 是自回归向量的第 i 个分量, $RVC_{ij}(s)$ 表示第 j 个分量对第 i 个分量的方差贡献率。 $RVC_{ij}(s)$ 越大, 则第 j 个分量对第 i 个分量的影响也就越大;反之亦然。

二、实证检验过程

(一) 单位根检验

为了防止产生谬误回归问题,我们首先用 ADF 方法对所采用的时间序列数据的平稳性进行单位根检验。检验结果如表 2.1 所示:

表 2.1 2007 年 1 月~2010 年 12 月各变量单位根检验

变量名	ADF 检验值	一阶差分	ADF 检验值
SHZ	-0.404 7	D(SHZ)	-3.502 1**
M0	4.616 2	D(M0)	-3.303 6**
M1	5.119 2	D(M1)	-2.177 9*
M2	1.034	D(M2)	-5.894 7**
LOAN	3.809 1	D(LOAN)	-1.624 5*

注:SHZ、M0、M1、M2 和 LOAN 分别表示上证综合指数、基础货币供应量、狭义货币供应量、广义货币供应量和贷款总额。所有变量的截距项、趋势项和滞后项均为 1、1、1,其一阶差分中除了 D(LOAN)的截距项、趋势项和滞后项为 1、0、1 外,其余的均为 0、0、1。

* 表示其显著性判断误差 < 0.01 ; ** 表示其显著性判断误差 < 0.05 。

由表 2.1 可知,上证综合指数(SHZ)、货币供应量(M0、M1、M2)贷款总额(LOAN)在 5% 的显著性水平下,都大于相应的 MacKinnon 临界值,这表明这些变量都是非平稳的;而在 1% 的显著性水平下,大多数上述变量的一阶差分都小于相应的 MacKinnon 临界值,并且都通过了单位根检验。这说明这些变量的一阶差分都是平稳的。由此,可以判断这 5 个变量都是一阶单整的,即都属于 $I(1)$ 过程,对这样的经济变量之间的关系应该采用协整检验进行分析。

(二) 协整检验

这里将 M0、M1、M2、LOAN 分别和 SHZ 进行 E-G 两步法协整检验,检验结果见表 2.2:

表 2.2 2007 年 1 月~2010 年 12 月协整检验

协整变量	协整方程	ADF 检验值	P 值
SHZ 与 M0	$SHZ = 5\,153 - 0.003\,182M0 + \mu$	-1.733	0.0818***
SHZ 与 M1	$SHZ = 4\,793 - 0.008\,814M1 + \mu$	-1.6514	0.09376***
SHZ 与 M2	$SHZ = 6\,205.843\,1 - 0.088\,3M2 + \mu$	-1.6978	0.08696***
SHZ 与 LOAN	$SHZ = 5\,046 - 0.005\,469LOAN + \mu$	-1.7202	0.08367***

注: * 表示其显著性判断误差 < 0.01 ; ** 表示其显著性判断误差 < 0.05 ; *** 表示其显著性判断误差 < 0.10 。

由表 2.2 的残差 P 值可以看出, M0、M1、M2 和 LOAN 都与 SHZ 存在着比较显著的协整关系, 它们的残差在 10% 的显著性水平下, 都小于相应的 MacKinnon 临界值。这说明我国在 2007 年至 2010 年期间, 基础货币供应量、狭义货币供应量、广义货币供应量和贷款总额都与上证综指存在着稳定的长期协整关系。另外从系数的绝对值上看, 广义货币供应量与上证综指存在着比其他变量更强的相关性; 从系数的符号上看, 四个变量与股票指数均存在负相关的关系。

(三) Granger 因果关系检验

根据 E-G 协整检验, 我们已经知道了 M0、M1、M2、LOAN 分别与 SHZ 存在长期协整关系, 但是为了进一步了解 M0、M1、M2、LOAN 的变化是否就是引起 SHZ 变化的原因, 我们还必须对它们进行 Granger 因果关系检验。下面分别检验 M0、M1、M2、LOAN 与 SHZ 的因果关系, 检验结果见表 2.3:

表 2.3 2007 年 1 月~2010 年 12 月 Granger 因果关系检验

零假设	观测数	F 值	P 值
SHZ 不是 M0 的 Granger 原因	48	1.337 725	0.273 655
M0 不是 SHZ 的 Granger 原因	48	1.410 572	0.255 595
SHZ 不是 M1 的 Granger 原因	48	3.499 414	0.039 522
M1 不是 SHZ 的 Granger 原因	48	1.135 725	0.331 085
SHZ 不是 M2 的 Granger 原因	48	0.002 908	0.997 096
M2 不是 SHZ 的 Granger 原因	48	1.003 065	0.375 575
SHZ 不是 LOAN 的 Granger 原因	48	2.403 951	0.102 989
LOAN 不是 SHZ 的 Granger 原因	48	1.176 139	0.318 658

注: 采用 AIC 和 SC 准则确定滞后期数为 2。

由表 2.3 可以看出:

SHZ 与 M0 均不是彼此的 Granger 原因, 这与协整检验的结论是一致的; 在 10% 的显著性水平上, 我们就可以确定 SHZ 是 M1 的 Granger 原因, 而不是相反; SHZ 与 M2 均不是彼此的 Granger 原因; 同样也在 10% 的显著性水平上, SHZ 是 LOAN 的 Granger 原因。

综上所述:我们得出以下结论:2007年1月到2010年12月间,基础货币供应量以及广义货币供应量与上证综合指数之间几乎不存在因果关系,而上证综合指数分别是狭义货币供应量和贷款总额的 Granger 原因。这说明在2007年1月到2010年12月间,我国货币政策主要通过货币渠道传导,辅之以信贷调节。

(四) VaR 模型分析

作为比较,这里将采用 VaR 模型进行研究。我们采用 AIC 和 SC 准则确定 VaR 模型的滞后阶数为 2,并且可以得到如下方程:

2007 年 1 月~2010 年 12 月 VaR 模型:

$$\begin{aligned} \text{SHZ} = & 0.7159\text{SHZ}(-1) - 0.0082\text{M0}(-1) - 0.4438\text{M1}(-1) - 0.0566\text{M2}(-1) \\ & + 0.0465\text{LOAN}(-1) + 0.2271\text{SHZ}(-2) + 0.0465\text{M0}(-2) \\ & + 0.0178\text{M1}(-2) - 0.0218\text{M2}(-2) + 0.0421\text{LOAN}(-2) \end{aligned}$$

该方程的判决系数 $R^2 = 0.9902$, 经过修正的判决系数 $\bar{R}^2 = 0.9875$ 。

$$\begin{aligned} \text{M0} = & 1.2862\text{SHZ}(-1) + 1.0824\text{M0}(-1) + 0.7166\text{M1}(-1) + 0.4438\text{M2}(-1) \\ & - 0.5296\text{LOAN}(-1) - 3.8154\text{SHZ}(-2) - 0.0386\text{M0}(-2) \\ & - 0.6755\text{M1}(-2) + 0.6179\text{M2}(-2) + 0.3819\text{LOAN}(-2) \end{aligned}$$

该方程的判决系数 $R^2 = 0.9999$, 经过修正的判决系数 $\bar{R}^2 = 0.9999$ 。

$$\begin{aligned} \text{M1} = & 1.9947\text{SHZ}(-1) + 0.1709\text{M0}(-1) + 0.7382\text{M1}(-1) - 0.1643\text{M2}(-1) \\ & - 0.3894\text{LOAN}(-1) - 2.0774\text{SHZ}(-2) - 0.2573\text{M0}(-2) \\ & - 0.0014\text{M1}(-2) + 0.2761\text{M2}(-2) + 0.6647\text{LOAN}(-2) \end{aligned}$$

该方程的判决系数 $R^2 = 0.9998$, 经过修正的判决系数 $\bar{R}^2 = 0.9998$ 。

$$\begin{aligned} \text{M2} = & 0.7169\text{SHZ}(-1) + 0.1048\text{M0}(-1) + 0.4965\text{M1}(-1) + 0.8026\text{M2}(-1) \\ & - 0.4816\text{LOAN}(-1) - 0.8237\text{SHZ}(-2) + 0.0591\text{M0}(-2) \\ & - 0.4441\text{M1}(-2) + 0.0310\text{M2}(-2) + 0.2244\text{LOAN}(-2) \end{aligned}$$

该方程的判决系数 $R^2 = 0.9988$, 经过修正的判决系数 $\bar{R}^2 = 0.9984$ 。

$$\begin{aligned} \text{LOAN} = & 1.7758\text{SHZ}(-1) + 0.3888\text{M0}(-1) + 0.2515\text{M1}(-1) - 0.0626\text{M2}(-1) \\ & + 0.4707\text{LOAN}(-1) - 3.0333\text{SHZ}(-2) - 0.0552\text{M0}(-2) \\ & - 0.2886\text{M1}(-2) + 0.3072\text{M2}(-2) + 0.0430\text{LOAN}(-2) \end{aligned}$$

该方程的判决系数 $R^2 = 0.9999$, 经过修正的判决系数 $\bar{R}^2 = 0.9999$ 。

以上各判决系数(包括修正的判决系数)均比较高,这说明这些方程对于我们所研究的 M0、M1、M2、LOAN 和 SHZ 之间的时间序列数据拟合效果总体看来比较好。由于在上述的 VaR 模型的每个方程式的右边都不含有当期变量,即不需要对解释变量在预测期内的取值做任何预测,可以利用现有的解释变量的数据对下一期的被解释变

量进行预测。这些方程不仅有助于对未来的被解释变量进行相当精确度的预测,而且也进一步证明了我们前面所得到的建立在 VaR 模型之上的上证综合指数 SHZ 与基础货币供应量 M0、狭义货币供应量 M1、广义货币供应量 M2、贷款总额 LOAN 之间的 Granger 因果关系检验结果的稳健性。

(五) 脉冲响应函数分析

为了反映我国的货币政策与资本市场之间对任何一方的冲击会给另一方当前值和未来值所带来的影响,我们可以使用脉冲响应函数来刻画这种动态过程。在以下各图中,横轴表示冲击作用的滞后期间数,纵轴表示受到影响的变量,实线表示脉冲响应函数,虚线表示响应函数加减两倍标准差的置信带。

2007 年 1 月到 2010 年 12 月的脉冲响应函数图:

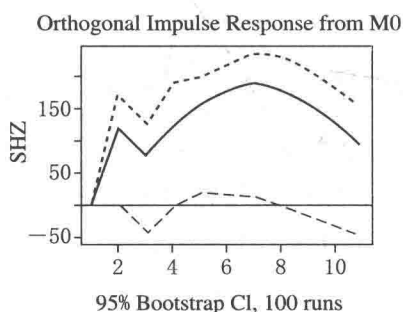


图 2.1 M0 冲击对 SHZ 的影响

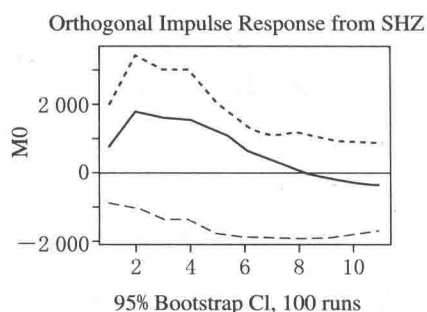


图 2.2 SHZ 冲击对 M0 的影响

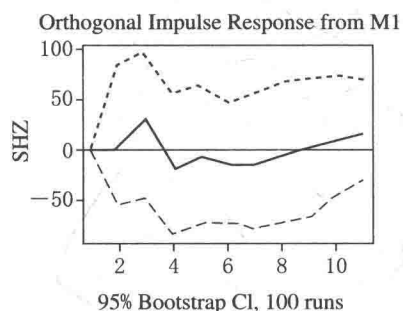


图 2.3 M1 冲击对 SHZ 的影响

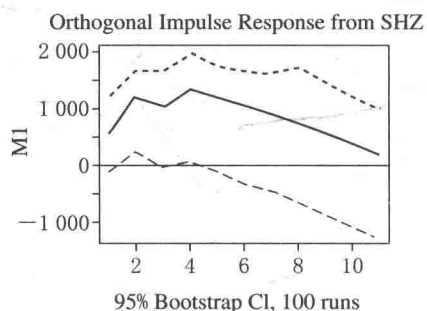


图 2.4 SHZ 冲击对 M1 的影响

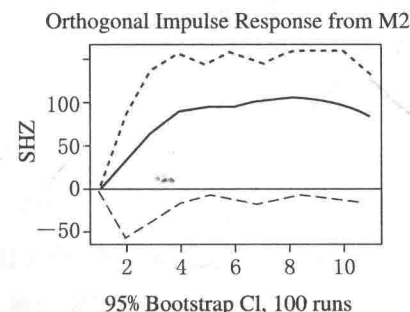


图 2.5 M2 冲击对 SHZ 的影响

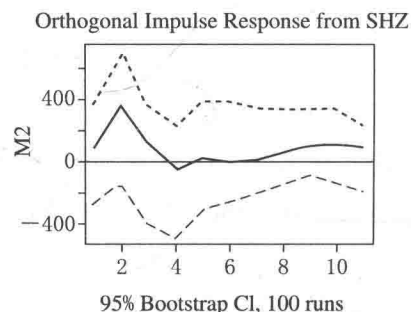


图 2.6 SHZ 冲击对 M2 的影响

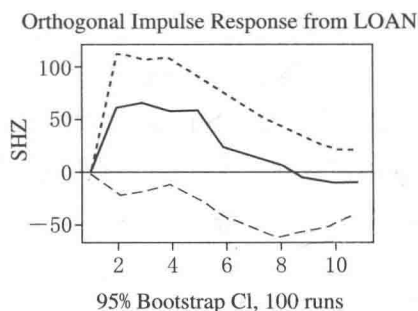


图 2.7 LOAN 冲击对 SHZ 的影响

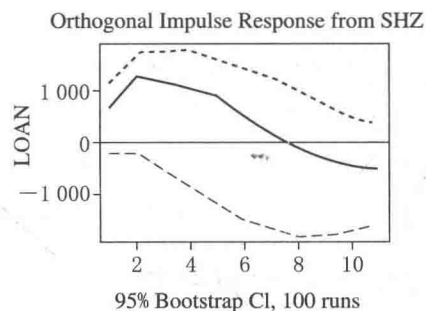


图 2.8 SHZ 冲击对 LOAN 的影响

从货币政策与资本市场之间脉冲响应函数图中可以得出以下结论:

(1) 在 2007 年 1 月到 2010 年 12 月期间,给基础货币供应量 $M0$ 一个冲击后,会对上证指数 SHZ 在第 1 至第 3 期前有一个先向上再向下的作用,在第 3 期以后 SHZ 开始进入稳定上升时期;给狭义货币供应量 $M1$ 一个冲击后,会对上证指数 SHZ 前 4 期产生平稳上升下降的作用,第 4 期以后低位运行,直到第 9 期由负转正上行;给广义货币供应量 $M2$ 一个冲击后,会对上证指数 SHZ 产生一直向上的作用;给贷款总额 $LOAN$ 一个冲击后,会对上证指数 SHZ 产生上升平稳再下降的作用。

(2) 在 2007 年 1 月到 2010 年 12 月期间,给上证指数 SHZ 一个冲击后,会引起基础货币供应量 $M0$ 、狭义货币供应量 $M1$ 有上升平稳再下滑的作用;对广义货币供应量 $M2$ 在第 1 期上升其后下滑平稳最后上升的作用;对贷款总额 $LOAN$ 有上升再下滑的作用。这说明货币政策的变动对资本市场所产生的影响表现得更为猛烈。

(六) 方差分解

最后,我们再利用方差分解技术分析货币政策各变量冲击对于上证综指的贡献率。脉冲响应函数是追踪系统对一个变量的冲击效果,相反,方差分解则是将系统的均方误差分解成各变量冲击所做的贡献。

表 2.4 2007 年 1 月~2010 年 12 月 SHZ 的方差分解表

period	SHZ	M0	M1	M2	LOAN
1	1	0	0	0	0
2	0.903 465	0.072 538	0.000 000	0.004 922	0.019 075
3	0.876 746	0.072 264	0.003 251	0.018 592	0.029 147
4	0.823 997	0.101 047	0.003 908	0.037 35	0.033 699
5	0.764 334	0.142 66	0.003 453	0.052 46	0.037 093
6	0.708 672	0.189 218	0.003 454	0.064 563	0.034 093
7	0.654 03	0.234 577	0.003 698	0.076 503	0.031 192
8	0.609 737	0.269 179	0.003 462	0.088 864	0.028 758
9	0.576 824	0.292 91	0.003 251	0.100 016	0.026 999
10	0.554 596	0.306 669	0.003 231	0.109 575	0.025 929

表 2.4 包括 6 列。后 5 列均是百分数,分别代表以 SHZ、M0、M1、M2、LOAN 为因变量的方程信息 1 对各期预测误差的贡献度,每行结果相加是 100。

由表 2.4 的输出结果可见,第一阶段从第 7 期开始,方差分析结果基本稳定,来自 SHZ 自身和 M2 信息 1 的影响几乎各占 SHZ 预测误差的一半,因此在该阶段,货币政策各变量中 M2 的冲击对 SHZ 的预测误差影响最大。

三、实证检验结果分析

第一,M0 与 SHZ 存在较为明显的协整关系,并且从方差分解的结果来看,M0 的冲击对 SHZ 的预测误差在所有货币政策变量中影响最大。导致这种变化的主要原因是:

我国央行调控能力增强,公开市场业务充分体现出前瞻性,央行充分协调本外币操作,加大操作力度,综合创新运用多种工具如 SLO, SLF 等保证基础货币的稳定增长和货币市场利率水平的平稳增长。我国中央银行的公开市场操作业务日趋成熟且迅速发展为货币政策日常操作的主要工具。基础货币的投放量对资本市场影响越来越明显。我国的公开市场业务充分体现出前瞻性,央行充分协调本外币操作,加大了操作力度,保证了基础货币的稳定增长和货币市场利率水平的平稳增长。

比如 2003 年 8 月下旬后,中央银行应对新的准备金政策实施过程中,由于华夏银行、长江电力新股发行引起的商业银行支付流动性波动,三次采用发行央行票据与短期逆回购操作组合,并于 9 月 25 日进行赎回央行票据操作,这些不同品种、不同期限结构的交易组合,既体现了央行坚持稳定基础货币增长的政策意图,又表现了货币政策能根据资本市场的变动而做出反应。

第二,观察以 SHZ 为因变量的 VaR 模型方程可以发现:M0、M1、M2 在滞后一期时的符号一般为负,而到了滞后第二期和第三期时,M0、M1 的符号逐渐转变成正,M2 的符号则仍然为负。这说明资本市场中的证券价格对货币政策中的各层次货币量有着不同的影响。

(1) 替换效应。当货币供给量不断增多时,居民手中持有的货币量也随之增多。当他们调整手中的资产组合,买入更多证券时会引起证券价格的下跌和证券收益率的下降;反之,当证券价格不断上涨引起证券收益率提高时,持有货币的机会成本增加,居民将更多地持有证券,导致货币供给增长率下降。

(2) 转换效应。居民的货币需求可分为交易性需求、预防性需求和投机性需求。当证券市场价格上涨时,购买证券的收益率提高,居民和机构投机性货币需求上升,愿意持有更多流动性强的货币形式,如现金、活期储蓄等,以便进行证券投资。具体而言,这一影响会引起 M2 的下降和 M0、M1 的上升。

第三,从协整方程和脉冲响应函数中可以看出,M0、M1、M2、LOAN 的变动会引起同时期上证指数 SHZ 呈现同方向变动。充分说明货币政策通过一定传导机制传导

到资本市场。2007年发生于美国的次贷危机造成全球金融市场动荡,并逐步波及到我国。为了应对金融危机的挑战,防范大规模、系统性金融风险,我国政府出台了“4万亿”的经济刺激计划,而这也使得处于低位的上证指数一路上涨。表明货币政策充分传导到资本市场。

第四,从方差分解的结果可知,2007年1月到2010年12月阶段,我国的货币政策在资本市场中的传导途径,主要是通过货币渠道而非信贷渠道。根据Granger因果检验结果显示,目前我国已慢慢开始向将调节信贷总量作为中介目标的转变,这也是我国参照世界发达国家金融市场与国际金融市场发展经验得出的结论。

近年来,国内外许多学者对我国的货币政策传导机制进行了实证研究,对于不同渠道的货币政策传导效果仍然存在分歧。但是根据我们的VaR模型以及方差分解结果,到目前为止我国的货币政策是通过货币渠道而非通过信贷渠道这个途径来影响资本市场的。这主要是由以下原因所造成:

(1)“倒逼机制”弱化是信贷渠道受阻的主要原因之一。我国在1994年实现政策性业务和商业性业务分离而成立了3家政策性银行;另外中央银行也进行了一系列改革——1994年停止发放专项贷款、1996年收回各级分行的再贷款权、1998年设立大区分行,这些措施提高了央行的独立性,调整了银行和政府之间的关系,弱化了曾经长期存在于我国的“倒逼机制”,使信贷需求下降,从而影响了我国信贷渠道应起的作用。

(2)中央银行宏观调控的灵活性面临挑战,利率市场化程度不高,利率尚未进入货币政策的目标系统。

(3)国有企业机制没有根本改变,资产负债率偏高,居民消费行为有待进一步成熟。主要表现为:一是企业逃避银行债务严重,社会信用观念淡薄,导致银行不敢再与有上述问题的企业发生新的贷款关系;二是中小企业贷款担保难;三是消费市场主导产品仍未形成,最终消费回升较慢,且由于个人信用制度尚未完全建立,银行对消费信贷审查较严。

(4)国有企业“坏债”增加,国家为了化解金融风险,整顿基层小金融机构(如关闭农村合作基金等),以及非银行金融机构(如信托投资公司等),使原来对部分经营状况不好的国有企业、私人企业、农村的贷款减少,而同时又缺少中小银行向资质良好的非国有企业提供贷款,从而导致信贷不畅。

但是,随着一个国家资本市场国际化的程度越来越高,货币政策将会由调整货币供应量转向调整信贷总量,并将调整实际利率作为对经济实施宏观调控的手段。1993年7月22日,美联储主席格林斯潘在参议院作证时宣布,美联储决定放弃实行了10多年的以调控货币供应量来调控经济运行的货币政策规则,改为调整以实际利率为主的信贷总量作为对经济实施宏观调控的主要手段。这是因为货币政策的真正实施,通常要求在货币工具、操作目标、中期目标或指标变量以及最终政策目标之间存在相对的稳定

关系。货币供应量与通货膨胀和经济增长之间的模糊性决定了货币政策在现代经济体系下的不适应性。而将实际利率作为货币政策的操作工具实际上是将对货币政策传导的极为重要的金融资产价格信息“内置于”货币政策的框架之中,将资产价格提升为货币政策的内生变量。因此正如我国前央行行长戴相龙指出:“货币政策包含的内容很多,过去我们强调通过调节货币供应量来影响币值。从我们实践这么多年来看,不但要用调节货币供应量来影响物价,而且还要研究信贷政策。”

本章小结

目前我国使用的货币供应量口径有:M0、M1、M2。M0是指流通领域中以现金形式存在的货币,M1包含流通领域中的通货,即M0,以及住户、非金融企业等部门的可用于转账支付的活期存款。M2包含M1以及准货币。所谓准货币,就是定期存款、储蓄存款和其他存款之和。货币在经济活动中的作用可以概述为价值尺度、流通手段、支付手段和贮藏手段。货币市场统计中包括许多重要指标,如基础货、货币乘数、信贷总量、储蓄存款等。

广义的金融市场包括货币市场和资本市场。货币市场是融通短期资金的市场,资本市场是融通长期资金的市场。资本市场又可以进一步分为中长期信贷市场和证券市场。证券市场可以通过证券信用的方式来融通资金,有效合理地配置社会资源,支持和推动经济发展,它是资本市场的核心和基础,是金融市场的重要组成部分。

资本市场发展与货币政策有着密切的关系:一方面,资本市场的产生与发展使货币的需求与供给变得复杂化了,同时也使货币政策调控经济的渠道多元化了,这给货币政策的制定和实施提出新的挑战;另一方面,货币政策影响和决定着股票市场资金的供给,影响着股票价格的高低。随着资本市场(主要是股票市场)在我国经济中影响作用的增大,资本市场的进一步发展对货币政策的运用提出了新的要求。虽然目前我国的资本市场与货币市场的一体化水平还不高,资本市场的财富效应也不明显,我国的价格对于我国货币政策来说,显示出一定的不可控性、不可测性。

我国的资本市场与货币政策存在着协整的关系,可以用一些计量模型进行实证分析,如单位根检验、协整检验、Granger因果检验、向量自回归模型、脉冲响应函数、方差分解等。根据VaR模型以及方差分解结果得出,到目前为止,我国的货币政策是通过货币渠道而非通过信贷渠道这个途径来影响资本市场的。

思考与练习

1. 简述货币的定义。
2. 货币市场统计有哪些重要的指标?
3. 怎样进行股票市场的统计分析?
4. 债券定价有哪些原则? 影响债券有哪些因素?
5. 简述资本市场对货币政策的影响。
6. 到目前为止,为什么我国的货币政策仍然是通过货币渠道而非通过信贷渠道来影响资本市场的?
7. 怎样用具体的模型来验证我国的资本市场与货币政策的协整关系?

有价值证券的价值分析

第一节 影响股票价格的因素分析

一、影响股票价格的基本因素分析

股票价格就是股票在市场上买卖的价格,又称股票市价或股票行市。股票作为一种有价证券的凭证,其本身并没有价值,股票之所以有价格,能够作为买卖对象,是因为股票能够给它的持有者带来股息收入。买卖股票实际上就是购买或转让一种领取股息收入的凭证,是一种权益的让渡或转移,是一种资本所有权和收益权的买卖。

股票是一种特殊的商品,股票价格的基础是股票的基本投资价值。购买股票是一种投资行为。投资购买股票的目的是为了通过股票而取得收益,即期望股本增值、股息增加或股价上涨带来收益。股票的基本投资价值是股票价格的基础,决定着股票的基本价格。因此说,股票价格由股票投资价值决定,它直接与预期股息和折现率有关。用公式表示为:

$$\text{股票价格}(P) = \frac{\text{预期股息}(D)}{\text{折现率}(R_s)}$$

也就是说,预期股息和折现率是影响股票行市的两个基本因素。其中,折现率与股票行市成反比,即折现率越低,股价就越高;反之,则越低。预期股息与股票价格成正比,即预期股息越高,股价就越高。

除上述所讨论的两个影响股票价格的基本因素即预期股息和折现率之外,还有其他众多的因素无时不影响着股票价格的变化。归纳起来,可以分为两大类,即主观因素

和客观因素。

二、影响股票价格的主观因素分析

主观因素是指同上市公司本身有关的因素,具体表现如下。

(一) 上市公司的声誉及其经营盈利状况

发行股票的上市公司的声誉及其盈利状况是同股票的价格成正比关系的。企业的声誉较高,社会的知名度较大,企业的经营状况好,企业兴旺发达,利润多,在人们心目中的安全系数就大,股票就比较热销,股票价格就提高;反之就下跌。如果对企业的经营盈利因素进行具体分析,可以分为许多因素。例如,经营者的素质、企业的设备水平、生产技术工艺水平、经营管理水平、市场营销能力等;还有经营的领域、经营的特色、产品的结构、产品的质量、产品的成本和消耗等;再有过去的盈利能力、现在的盈利状况、计划利润;等等。这些因素都是股票价格的形成和变动的诱因。

(二) 上市公司的预期发展前景

有的上市公司虽然目前红利比较丰厚,但人们预料该公司以后的发展前途不大,股票就难以畅销,其价格必然会受到影响。上市公司的社会信誉和经营状况,不是一时现象,它在股息分配之前就能表现出来,而且投资者购买股票一般都是着眼于未来,一些有经验或熟悉情况的投资者,当了解某公司的经营和发展前景看好时,就会争购该公司的股票,从而影响和带动其他投资者。毫无疑问,该上市公司的股票价格当然会上涨。

由此可见,科学地分析主观因素,对投资者了解股票价格的形成和变动是非常重要的。

三、影响股票价格的客观因素分析

客观因素是指同上市公司无直接关系的外界因素。上市公司本身的主观因素是股票价格变动的根据,而公司外界的客观因素则是价格变动的条件。一个国家的经济、政治、军事、外交、贸易以及利率等方面稍有变动,或国际形势稍有变化,都会对股票价格变动产生重大的影响。归纳起来,这种公司外界的客观因素可以分为四类,即经济性因素、政治性因素、心理因素和人为投机行为因素。

(一) 经济性因素

影响股价变动的经济性因素很多,主要包括以下几方面。

1. 国内生产总值的影响

从长期看,股票价格的波动与国内生产总值的变化呈正比例的关系。国内生产总值是一个综合的经济指标,它的下降就表明这个国家经济不景气,大多数公司的经营盈利状况肯定也是不佳的,股票的价格当然要下跌;反之就上涨。

2. 银行利率的影响

从投资者的角度看,它是影响股票价格诸因素中最敏感的因素。银行存款一般是

没有任何风险的,而且可以存取自由。当银行利率升高时,投资者就会转向没有风险的银行存款,纷纷抛出股票,资金流入银行,由此引起股票市场供求的不平衡,从而使股票的价格下跌;反之,银行利率调低时,股票价格就会上扬。

3. 通货膨胀的影响

在通货膨胀的条件下,股票价格会出于物价猛涨而引起剧烈的变动。这一因素对股票价格的影响比较复杂,它既有刺激股票价格上涨的一面,又有促使其下跌的一面。投资者投资的目的一方面是为了取得收益,扩大资本;另一方面则是为了保值,避免资本的减少。当通货膨胀时,货币贬值,物价长期上涨,人们最关心的是投资保值问题,他们会认为争购商品、金银制品或股票可以避免通货膨胀带来的影响,从而刺激股票价格的上扬。但通货膨胀到一定程度,将会推动利率的上涨,从而促使股票价格的下跌。

4. 金融政策的制定颁布和变化也都会影响股票的价格

例如,银行信贷的松动或紧缩、国家汇率的变动、国家投资体制的改革、税收政策及其变化以及对外贸易做法上的变动都会直接影响到股票价格的上下波动。

(二) 政治性因素

影响股票价格变动的政治性因素主要表现在以下几个方面。

1. 国际形势的影响

现在国际间的交往越来越频繁,世界各国已从独立单位发展为相互影响的整体,交通和通讯技术的现代化,把整个世界更紧密地联系在一起,国际形势的变化将影响到一个国家和地区的政治和经济的发展变化,股票价格也随之变动。如,1991年8月19日苏联的政局变化,就引起了世界各大证券市场中股票价格的剧烈波动。又如,1987年10月19日在美国发生的“黑色星期一”事件,在短时间内就影响到日本、英国、中国香港等证券市场中股票价格的连锁暴跌。

2. 战争的影响

战争会给股票价格的变动带来直接的影响,它从两个方面影响着股票价格的涨和跌。一方面由于战争造成了某国和某地区交通中断,原材料短缺,食品供应紧张,经济瘫痪,人心不安,这些国家和地区的股票价格就会下跌。另一方面,某一国家或地区战争打响了,而交战双方国家的原材料资源又直接影响到对其他国家的原材料出口,这时,其他国家对该产品的股票价格就会上扬。例如,海湾战争的爆发,使其他西方国家对石油的依赖缺少了主渠道,西方国家的石油市场价格暴涨,股票价格也就随之上涨。

3. 政府易人、政权转移、重大政治事件的影响

显而易见,一个国家政权的转移、政府领导人的更迭、重大事件的发生,都会影响股票价格的变动。例如,1989年日本利库路特贿赂案,导致竹下、宇野两届内阁辞职,日本股票价格随之暴跌。

(三) 心理因素

它是指投资者心理状况对股票价格的影响。引起投资者心理变化的因素是多种多

样的,有时甚至传闻和谣言也会造成投资者抢购或抛售某种股票,以致引起这种股票价格的猛涨或暴跌。因此,在股票市场上,心理因素起着十分重要的作用。

1. 投资心理乘数

它是指投资心理对股价影响有乘数的作用。当股票行情开始上涨时,人们对行情看好,便争先恐后买进,导致供不应求,促使股价进一步上涨。价格进一步上涨,又引诱人们进一步购买,同时也带动一部分人加入股市,导致供求关系更加紧张,价格不断上涨。相反,当价格下跌,人们唯恐价格进一步下跌,纷纷脱手,导致供大于求,价格更加下跌。价格越跌,人们卖出越多,供大于求越多,价格跌势越强。1991年上半年深圳股市股价大跌,投资者的心理因素是主要原因之一。投资心理有一种倾向,即行情好时更加乐观,行情跌时更加悲观。经济上的因素会造成股价的小幅度变动,而投资者心理乘数将使这种价格的小幅度波动变成股价的大幅度变动,起到对股价变动幅度放大的作用。

2. 投资偏好

它是指投资者在投资股票的种类上,总倾向于某一类或几类股票,特别是倾向于自己喜欢的、经常做的股票类型。经常做某种类型股票的投资者,在做股票交易时,无论怎样选择,最后还是选择自己常做的股票作为投资目标。产生投资偏好的原因,首先是由于投资动机的不同,如喜欢价格稳定的股票的股民,其动机是取得稳定的股息收入;而喜欢冒险、希望追逐差价利润的投资者,总是在价格波动较大的投机股之间进进出出。这样的投资偏好,将导致价格稳定的股票的价格更加稳定,而价格波动大的股票的价格变得更加不稳定。投资偏好的产生,还有其他一些原因,如信息来源、操作习惯、生活和工作环境等。

3. 嫌贵贪低

有些投资者只知道买股票就能获利,要获利就买便宜的即价格下跌的股票,而永远不会去买价格大幅度上升的股票,以求保险。这种增加对低价股票的需求而减少对高价股票需求的投资倾向,必然会影响股票价格的变化。

4. 盲目跟风

有些投资者容易受市场股票买卖风潮的影响,特别是受到大户投资者行为的影响,看到别人纷纷买进或卖出股票时,唯恐落后而无利可图,便一哄而上,盲目跟风。一旦有大宗股票抛售,股价有所下跌时,他们就会产生恐慌心理,急于抛出股票,以尽量减少损失。跟风越盛,股票价格下跌就越严重。有时,谣言和传闻也会影响股票价格的变动。投资者由于不明真相而看到别人争购或抛售股票就紧紧跟上。例如,一直冷清的深圳股市,到1988年春,有一位个体户去找金田股份有限公司董事长,要求“开个后门”购买5万股。这传闻不胫而走,牵动了众多投资观望者的神经。顿时,家家证券公司门口出现了通宵认购股票的长龙,100万股金田股票,5天就全部售完。

(四) 人为投机行为因素

人为的投机行为对股票价格的变动也会产生很大的影响。例如,极少数人利用

内幕消息等人为主的影响进行炒股,大进大出,短期买卖,以牟取巨利。有些投机者将股票价格“炒”高或“炒”低,低价收进,高价抛出,并诱发民众投机心理,促使一般小股投资者盲目跟风炒股,人为地影响股票的价格。为了保证股票市场的正常交易,各国都制定了许许多多的有关法律,以便最大限度地控制这种人为投机因素对股票价格的影响。

第二节 股票价格的计量模型

在第一节中,我们对股票价格作了定性分析,本节主要从定量的角度来分析股票价格的测算问题。股票有优先股和普通股之分。由于优先股是一种有固定收入的证券,因而其价格的确定方法比较简单。而普通股的收益主要来源于企业的盈利和股息,它具有不确定性,并且有时变动的幅度也比较大,因而其价格的确定也较复杂,有许多不同的计量模型或计算方法。

一、测算股票价格的基本公式

为了说明股价基本公式的由来,就必须首先搞清楚货币的时间价值。货币的时间价值就是指货币随着时间的变化而引起的资金价值的变化。货币可以通过运用而增值,产生收益或报酬,即利润或利息。这种收益就体现了货币的时间价值。例如,今年10元的货币,一旦存入银行或购买股票等,随着时间的推延,一年以后就不等于10元了。货币时间价值的计算公式为:

$$F = P(1+i)^n \quad (3-1)$$

式中, F 为 n 年后的货币价值,即时间价值; P 为货币的现值; i 为利率; n 为年限。

例如,今年的10元同10年后的10元是不相等的,假如复利率为9%,则10元10年后的价值为:

$$F = P(1+i)^n = 10 \times (1+0.09)^{10} = 23.67(\text{元})$$

一旦了解了货币的时间价值,就有助于正确估计股票市场交易的得失,比较合理地确定股票的价格。购买股票是一种投资行为,而投资的回收应当包括股息和售出时的股票价格,因此,股票投资的回收可用公式(3-2)来表示,即:

$$P = \left[\frac{D_1}{(1+i)^1} + \frac{D_2}{(1+i)^2} + \cdots + \frac{D_n}{(1+i)^n} \right] + \frac{F}{(1+i)^n} \quad (3-2)$$

式中, P 为每股股票现在的市场价格; D 为股息; F 为售出时每股股票的市场价格; i 为利息率或投资报酬率; $1/(1+i)^n$ 为货币的现值系数; n 为股票持有期的年限。

现在做以下两个假定:

(1) 每年的利息率和股息固定不变;

(2) 股票投资者的投资目的是为了获得股息收入,购买股票不再卖出。

那么,股票的持有年限就变成了无穷大,即没有穷尽。于是公式(3-2)就可写成:

$$P = \left[\frac{D_1}{(1+i)} + \frac{D_2}{(1+i)^2} + \cdots + \frac{D_n}{(1+i)^n} \right] + \left[\frac{\bar{F}}{(1+i)^\infty} \right] \quad (3-3)$$

由于 $1+i > 1$, 则 $\frac{F}{(1+i)^\infty} \rightarrow 0$, 于是:

$$\begin{aligned} P &= \left[\frac{D_1}{(1+i)} + \frac{D_2}{(1+i)^2} + \cdots + \frac{D_n}{(1+i)^n} \right] \\ &= \frac{D}{(1+i)} \left[1 + \frac{1}{(1+i)} + \frac{1}{(1+i)^2} + \cdots + \frac{1}{(1+i)^{n-1}} \right] \end{aligned} \quad (3-4)$$

即 P 为股息现值的总和。

公式(3-4)是无穷等比级数,它是由比值 $q = \frac{1}{(1+i)}$ 和常数 $a = 1$ 所组成的。由于

级数的 $|q| < 1$, 则判断此级数为收敛级数,其极值为 $\frac{a}{1-q}$, 相应的公式(3-4)中括号部分的总和就等于:

$$\left[\frac{1}{1 - \left(\frac{1}{1+i} \right)} \right]$$

这样,公式(3-4)就可写成公式(3-5),即:

$$P = \frac{D}{(1+i)} \times \left[\frac{1}{1 - \frac{1}{(1+i)}} \right] = \frac{D}{(1+i)} \times \left[\frac{1}{\frac{i}{(1+i)}} \right] = \frac{D}{(1+i)} \times \frac{(1+i)}{i} = \frac{D}{i} \quad (3-5)$$

也就是说,股票的市场价格为每年的预期股息除以银行利息率。这就是股票价格的基本公式的由来。

二、测算股票价格的现值法

股票现值是指开始投资时的股票价值,以一年为限的计算公式为:

$$P = \frac{D}{(1+i)} + \frac{F}{(1+i)} \quad (3-6)$$

式中, P 为股票现值; D 为股息; F 为一年后的股票售价; i 为投资报酬率,它等于股息报酬率 (D/P) 和资金增值率 $[(F-P)/P]$ 之和。

【例 3-1】 某投资者购买某上市公司的股票, 每股为 600 元, 当年每股的股息收入为 24 元, 一年后, 将股票售出, 售价为 636 元, 那么, 构成该项投资报酬率的两个部分即股息报酬率和资金增值率分别为:

$$\text{股息报酬率} = D/P = 24/600 = 0.04 \text{ 或 } 4\%$$

$$\text{资金增值率} = (F - P)/P = (636 - 600)/600 = 0.06 \text{ 或 } 6\%$$

$$\text{总的投资报酬率 } i = 0.04 + 0.06 = 0.10 \text{ 或 } 10\%$$

现将上述所有数值代入公式(3-6), 以观察各种数值的实际含义。

$$P = \frac{D}{(1+i)} + \frac{F}{(1+i)}$$

$$600 = \frac{24}{1+0.10} + \frac{636}{1+0.10}$$

$$600 = 21.82 + 578.18$$

计算结果表明, 当利率(即投资报酬率)为 10% 时, 1 年后的 24 元, 只相当于现值的 21.82 元; 1 年后的 636 元, 只相当于现值的 578.18 元。

公式(3-6)可以使我们在一定的已知条件下做各种定量测算。

【例 3-2】 承例 3.1, 某投资者希望利率能达到 14%, 而 600 元的股息仍然为 24 元, 试问 1 年后该股票的售价应达到多少元才合算? 计算如下:

$$P = \frac{D}{(1+i)} + \frac{F}{(1+i)}$$

$$600 = \frac{24}{(1+0.14)} + \frac{F}{(1+0.14)}$$

$$600 = 21.05 + F/1.14$$

$$F = 660(\text{元})$$

即在 1 年后该股票售价达到 660 元才是合算的。

同样, 1 年后预测该股票的每股售价仍为 636 元, 已知利率能达到 14%, 600 元的股息仍然为 24 元, 如果用 636 元来购买该股票, 则就不理想了。那么, 花多少钱购买 1 股才理想呢? 这可根据公式计算如下:

$$P = \frac{D}{(1+i)} + \frac{F}{(1+i)} = \frac{24}{(1+0.14)} + \frac{F}{(1+0.14)} = 21.05 + 557.89 = 578.94(\text{元})$$

计算结果表明, 每股花 578.94 元购进才是理想的。

现给出以 n 年为限的股票现值计算公式, 即:

$$P = \left[\sum_{s=1}^n \frac{(e_0)(d/e)(1+g)^s}{(1+i)^s} \right] + \left[\frac{(P/E)(e_0)(1+g)^n}{(1+i)^n} \right] \quad (3-7)$$

式中, g 为一年的盈利、股息和价格的期望增长率; e_0 为目前每股的盈利; d_0 为目前每股的股息; d/e 为支付投资股息占盈利的百分比; i 为报酬率; P 为目前每股的价

格; P/E 为价格盈利的比率; n 为股票持有的年限。

例如,当 g 为 8% , e_0 为 45.36 元, d_0 为 22.63 元, d/e 为 52% , i 为 12% , P 为 600 元, P/E 为 12.8, n 为 3 时,则代入公式(3-7)得:

$$\begin{aligned} P &= \left[\sum_{s=1}^n \frac{45.36 \times 0.52 \times (1+0.08)^s}{(1+0.12)^s} \right] + \left[\frac{12.8 \times 45.36 \times (1+0.08)^n}{(1+0.12)^n} \right] \\ &= \left[\frac{45.36 \times 0.52 \times 1.08^1}{(1+0.12)^1} + \frac{45.36 \times 0.52 \times 1.08^2}{(1+0.12)^2} + \frac{45.36 \times 0.52 \times 1.08^3}{(1+0.12)^3} \right] \\ &\quad + \left[\frac{12.8 \times 45.36 \times (1+0.08)^3}{(1+0.12)^3} \right] \\ &= (22.74 + 21.93 + 21.15) + (520.61) = 65.82 + 520.61 = 586.43(\text{元}) \end{aligned}$$

公式(3-7)的前一部分为 3 年内的股息收入,计 65.82 元,后一部分为 3 年后的销售时的销售收入,计 520.61 元,两者合计构成股票的现值,成为对现在的股票价格的估计。需要注意的是, e_0 是变量值,而 g 、 d/e 和 P/E 是参数,需要有关人员进行估计后确定。

三、测算股票价格的指数法

用指数法来估计股票的价格是投资分析者最普遍、最广泛运用的一种方法。其步骤是:第一,分析者逐年估计每股的盈利,把当前市场股票的价格分成几个部分,找出各种盈利的因素;第二,计算出价格盈利指数;第三,利用价格盈利指数进一步计算股票的价格。这里的价格盈利指数,就是前面所述的股票价格收益率或市盈率。

根据价格盈利指数计算的股票价格的计算公式如下:

$$\text{价格盈利指数}(P/E) = \frac{\text{当前的市场价格}}{\text{每股盈利的估计}}$$

$$\text{当前的市场价格} = \text{每股盈利估计} \times \text{价格盈利指数}(P/E) \quad (3-8)$$

【例 3-3】 某上市公司的经营专家预计明年每股的盈利可达 10 元,其价格盈利指数为 40,则该股票当前的合理价格为 400 元 (10×40)。如该股票以 450 元的价格卖出,则是属于用高限的价格出售;如该股票以 350 元的价格卖出,这是属于低限的价格卖出。

用指数法来计算股票的价格方法由于简捷而深受分析者的欢迎。但这种计算的结果同实际价格是有差距的,因为如前所述,实际的售价还同心理、政治和经济等因素有关,但在正常情况下,指数法还是能比较正确地反映实际的。

四、测算股票价格的经验公式

这里阐述的是美国金融学家格拉汉·道特和柯特联合提倡使用的分析股票内在价值的经验公式。这种公式为人们提供了又一种可供选择的估计市场价格的方法,其计

算公式为:

$$V = M \left(D + \frac{E}{3} \right) \quad (3-9)$$

式中, M 为放大系数; D 为每股股息; E 为每股盈利。

公式中, 股息和盈利的数字资料可从证券交易所提供的资料中直接查得, 或通过有关资料自己算出。而放大系数(M)在数值上应等于常量(C)加上该股票的每股盈利的增长率(G)的 2 倍, 即:

$$M = C + 2G \quad (3-10)$$

例如, 根据英国股票市场的行情, 格拉汉·道特和柯特主张常数(C)取 8.5, 每股盈利的增长率(G)可根据最近 5~7 年历年每股盈利数计算其平均数, 作为预测今后的盈利增长率, 并且根据美国股市的情况, 实际把 G 的值放大 100 倍。值得注意的是, 盈利率虽是一个百分数, 如 8%, 但在公式中的取值必须是 8, 而不是 0.08。

在运用公式(3-9)时, 有一个问题值得注意, 那就是运用时必须与如前所述的账面价值作对比, 分两种情况:

(1) 如果内在价值 V 大于账面价值的 2 倍时, 就必须加以修正, 修正时, 可认为账面价值对内在价值 V 产生的影响为四分之一。

【例 3-4】 某公司每股 1 年的盈利为 8 美元, 每年分派的每股股息为 5 美元, 又设 $G = 4.28\%$, 那么该股票的市场价格为:

$$\begin{aligned} V &= M \left(D + \frac{E}{3} \right) = (C + 2G) \left(D + \frac{E}{3} \right) \\ &= (8.5 + 2 \times 4.28) \times (5 + 8 \times 1/3) = 17.06 + 7.67 \\ &= 24.73(\text{美元}) \end{aligned}$$

如果该股票的账面价值为 10 美元, 则必须根据 V 大于账面价值的 2 倍时加以修正的原则进行修正, 其修正公式为:

$$\begin{aligned} V' &= V - \frac{(V - A)}{4} \\ &= 24.73 - \frac{(24.73 - 10)}{4} = 21.05(\text{美元}) \end{aligned} \quad (3-11)$$

(2) 如果内在价值 V 小于账面价值二分之一时, 也必须进行修正。

例如, 上例的账面价值不是 10 美元, 而是 60 美元, 则必须按照 V 小于账面价值二分之一时加以修正的原则进行修正。其修正公式为:

$$\begin{aligned} V' &= V + \frac{(A - V)}{4} \\ &= 24.73 + \frac{(60 - 24.73)}{4} = 33.55(\text{美元}) \end{aligned} \quad (3-12)$$

对于公式(3-9)如何运用到我国的证券投资分析中, 是值得分析者进一步研究的。

第三节 债券的投资价值分析和债券收益率分析

一、债券的定价模型

(一) 债券价格的决定因素分析

债券价格的确定,取决于债券的期值(即本金加利息)、债券的还本期限和市场利率水平。

债券的期值是根据债券的面值、票面利率和还本期限计算而得的。例如,假定某种债券的期限为10年,年利率为8%,面值为100元,则该债券的期值为 $100 \times (1 + 10 \times 8\%) = 180$ 元。

债券的期限具有两层含义:(1)有效期限,即债券自发行之日起至偿还日止的时间;(2)待偿还期限或剩余期限,即债券转让成交之日起至偿还日止的时间。在计算债券的发行价格(发售价格)时,应使用有效期限,而在计算债券的转让价格时,应使用待偿还期限或剩余期限。上例中,若持有人在持有6年时出售,那么该债券的待偿还期则为4年。

市场利率水平是指证券市场上大多数投资者要求某种债券所能提供的最低利率水平。不同的债券,由于风险、期限和流动性不同,市场利率各不相同。同时,由于债券的利率水平一般在发行时即已确定,但市场利率水平可能随时发生变动。在债券的买卖转让过程中,其市场利率是整个市场上的买卖双方共同竞价确定的。市场利率水平过高,则买方接受但卖方却因损失太大而不接受,反之则卖方接受但买方却因收益太低而拒绝接受。因此,债券的市场利率是市场绝大多数债券买卖双方都能接受的债券收益水平。市场利率水平也称市场收益率,其量化十分困难,只能采用定性方法进行分析判断,主要考虑债券偿还的肯定性、待偿还期限长短和其他债券收益率等因素。如果新发行的同类债券的收益率水平是10%,那么投资者会舍弃利率为8%的同类债券转而踊跃购买年利率为10%的新发行同类债券。作为已发行的年利率为8%的同类债券,由于供求关系的变化,而不得不将其收益率提高至10%,故该种债券的市场收益率即为10%。

(二) 债券定价的各种模型

债券的定价,因债券的付息方式和付息次数不同,而具有不同的定价模型。

(1) 付息发行和期满1年还本付息的债券定价模型为:

$$V = M \left(\frac{1}{1+r} \right)^n$$

式中, V 为债券的价格; M 为债券的期值或面值; r 为市场利率; n 为债券的期限(年限)。

【例 3-5】 某种债券期限为 10 年, 年利率为 8%, 面额为 100 元, 则该债券的期值为 180 元。持有人在持有 6 年时出售, 求该债券的转让价格是多少?

解:

$$\begin{aligned} V &= M \left(\frac{1}{1+r} \right)^n \\ &= 180 \times \left(\frac{1}{1+8\%} \right)^4 = 132.2 (\text{元}) \end{aligned}$$

再假定其他条件不变, 市场利率提高至 10%, 则该债券的市场收益率也应为 10%, 否则将无人购买。而市场收益率的上升必将导致债券价格的下降, 此时该债券的价格为:

$$\begin{aligned} V &= M \left(\frac{1}{1+r} \right)^n \\ &= 180 \times \left(\frac{1}{1+10\%} \right)^4 = 122.9 (\text{元}) \end{aligned}$$

反过来, 假如市场利率下降为 6%, 则债券价格为:

$$\begin{aligned} V &= M \left(\frac{1}{1+r} \right)^n \\ &= 180 \times \left(\frac{1}{1+6\%} \right)^4 = 142.6 (\text{元}) \end{aligned}$$

(2) 贴现付息发行和到期偿还票面金额的债券定价模型为:

$$V = M - M \times r \times n$$

式中, V 代表债券价格; M 代表债券的面值; r 代表贴现利率; n 代表期限。

(3) 有效期限内分次付息的债券定价模型为:

$$V = \sum_{t=1}^n I \left(\frac{1}{1+r} \right)^t + M \left(\frac{1}{1+r} \right)^n$$

式中, V 代表债券的价格; I 代表每年支付的利息金额, 即 $I = \text{票面利率} \times \text{面值}$; M 代表面值或期值; r 代表市场利率; n 代表期限。

【例 3-6】 某公司发行债券, 每年支付利息为 150 元, 债券面值为 1 000 元, 利率为 15%, 到期年限为 15 年, 试计算该公司债券的发行价格。

解:

$$\begin{aligned} V &= 150 \times \sum_{t=1}^{15} \left(\frac{1}{1+15\%} \right)^t + 1000 \times \left(\frac{1}{1+15\%} \right)^{15} \\ &= 877.10 + 122.90 = 1000 (\text{元}) \end{aligned}$$

计算结果表明, 该公司发行债券的面值为 1 000 元, 该债券发行价格也为 1 000 元。

再假定其他条件不变, 该公司发行债券 1 年后, 市场利率由 15% 降为 10%, 则债券发行后第 1 年末的价格为:

$$V = 150 \times \sum_{t=1}^{14} \left(\frac{1}{1+10\%} \right)^t + 1\,000 \times \left(\frac{1}{1+10\%} \right)^{14} \\ = 1\,105.01 + 263.30 = 1\,368.31(\text{元})$$

由以上各例计算中可得出如下两个结论: (1) 债券价格与市场利率成反比关系。市场利率上升, 债券价格下降; 市场利率下降, 债券价格上升。反之亦然, 即债券价格上升, 意味着市场利率下降; 债券价格下跌, 意味着市场利率上升。 (2) 债券的价格变动取决于期值、待偿期限和市场利率三个变动因素的影响。

二、影响债券收益率的主要因素分析

债券的收益率是指债券投资者在债券上的收益与其投入的本金之比。债券的收益率和利率是有区别的。债券的利息是债券的收益, 但不是全部收益, 债券的收益除利息之外还包括债券价格与债券面值之差的收益。只有当债券的价格等于它的面值时, 两者才是一致的。但在多数情况下, 债券的价格并不等于它的面值。因此, 债券的收益率也不等于它的利率。

影响债券收益率的主要因素有债券的利率、债券的价格与其面值的差额和债券的还本期限。

债券的利率和债券的收益率是呈正方向关系变化的。利率提高了, 债券的收益率也必然会提高; 反之, 利率下降了, 债券的收益率也就随之而降低。

由于各个因素综合作用的结果, 导致债券的价格与债券的面值常常发生不一致的情况, 当债券的价格大于债券的面值时, 收益率就低于利率; 反之, 当债券的价格小于债券的面值时, 收益率就高于利率。

当债券的价格与其面值不等时, 还本期限越长, 债券的价格与其面值的差额对收益率的影响越大。

三、各类债券收益率分析及其计算方法

由于股票无票面利率, 只得到股息, 且股价波动是以股价指数计算的, 因而在这里重点阐述债券收益率的计算方法。

(一) 定息债券收益率分析及其计算方法

对于债券投资者来说, 主要关心的是投资债券能获得多大的收益。这时, 可用债券的收益率来表示这个收益的相对大小。投资者可通过对收益率的计算, 来衡量购买某种债券是否值得。

债券收益率是指债券投资的本金在规定期限(如1年)能得到多少收益的比率。其计算公式为:

$$\text{债券收益率} = \frac{\text{年利息}}{\text{认购价格}} \times 100\%$$

上述是计算定息债券收益率的基本公式。但由于具体情况不同,产生了各种定息债券收益率的计算方法,其中常用的有直接收益率、最终收益率、持有期收益率和认购者收益率。

1. 直接收益率

直接收益率又称当期收益率,是指投资者当时投资所获得的收益(年利息)与其投资支出(市场价格)的比率。其特点是只考虑债券利息收入的一种收益率。它只是用于附息债券的收益率计算的方法。其计算公式为:

$$\text{直接收益率} = \frac{\text{年利息}}{\text{市场价格}} \times 100\%$$

这一收益率的优点在于:(1)可以用来同市场上其他债券的直接收益率比较,以决定投资哪一种证券;(2)计算方法比较简便,不需要持有到期便可知真实收益率;(3)不需要预测可能的卖价。这一收益率的缺点在于没有充分考虑到资本增值或资本损失因素。它所考虑的是投资者若持有其债券 1 年所获年利息除以市场价格所得到的年平均收益率。

【例 3-7】 某种债券的面值为 100 元,购买该债券时的市场价格为 101 元,债券的年利率为 10%,计算其直接收益率为:

$$\text{直接收益率} = \frac{100 \times 10\%}{101} \times 100\% = 9.90\%$$

2. 最终收益率

最终收益率又称到期收益率,是指投资者在二级市场上买入已发行的债券起到最终偿还日止的全部持有期间所得的利息,与偿还盈亏的合计金额折算成相对于投资本金每年能有多少收益的百分比。这一收益率考虑到了债券的名义利率、期限和资本到期后的损益问题。最终收益率有单利和复利之分,但一般采用单利计算。其计算公式为:

$$\text{最终收益率} = \frac{\text{年利息} + \frac{\text{债券面值} - \text{认购价格}}{\text{剩余年数}}}{\text{认购价格}} \times 100\%$$

【例 3-8】 一张面值为 1 000 元的债券,年利率为 8%,到 2009 年 6 月 20 日等值偿还,2001 年 6 月 20 日的市价为 1 200 元,其最终收益率为:

$$\text{最终收益率} = \frac{1\,000 \times 8\% + \frac{1\,000 - 1\,200}{8}}{1\,200} \times 100\% = 4.5833\%$$

上例因认购日正好与偿还日在同月同日,但一般不可能碰巧在同一天,如上例认购日在 2001 年 3 月 24 日,则剩余年数需换算为:

$$8 + \frac{87}{365} = 8.238(\text{年})$$

证券公司在债券买卖中一般只报最终收益率,其目的是为了投资者对其投资对象做出比较和选择。然而,在债券交易中,常用的是认购价格,这时就需要用最终收益

率来换算。其计算公式为:

$$\text{认购价格} = \frac{\text{面值} + \text{年利息} \times \text{剩余年数}}{1 + \text{最终收益率} \times \text{剩余年数}}$$

将上例数字代入为:

$$\text{认购价格} = \frac{1\,000 + 1\,000 \times 8\% \times 8}{1 + 0.045\,833 \times 8} = 1\,200(\text{元})$$

3. 持有期收益率

持有期收益率是测算投资者在发行日与到期日之间买进卖出一笔债券所得的收益率。债券可以是在发行日买进的原始债券,也可以是二手货买进,只是在到期之前卖掉。这种以获取买卖利益为目的的债券交易称作谋求持有期收益的短期交易。其收益率由息票收入和买卖利益的合计金额相对于投资本金的年率百分比来表示。其计算公式为:

$$\text{持有期收益率} = \frac{\text{年利息} + \frac{\text{卖出价格} - \text{买入价格}}{\text{持有期年数}}}{\text{买入价格}} \times 100\%$$

由上式可知,持有期收益率受债券名义利率、买入价格、卖出价格和持有期折合年数的影响。这里卖出价若是在买入时或卖出之前来计算持有期收益率则是预测数。因此,卖出价格的预测准确程度,对投资者购买债券的决策会有直接影响。此外,这一收益率还受市场利率的影响,由于市场利率与债券价格成反比,当利率下降时,卖出价大于买入价,发生资本增值;当利率上升时,卖出价小于买入价,发生资本损失,因而持有期收益率比直接收益率更多地考虑了利率变动和资本损益对债券真实收益率的影响。由于该收益率的这一特点,一般认为它是测算债券收益率的一种较为准确的方法,是投资者投资债券的一项重要参考指标。

【例 3-9】 一笔年利率为 8%、面值为 1 000 元、期限为 5 年的债券,某投资者以 900 元价格买入,并预计 2 年以后价格将上涨到 980 元,准备到时抛出,则该投资者持有期的收益率为:

$$\text{持有期收益率} = \frac{1\,000 \times 8\% + \frac{980 - 900}{2}}{900} \times 100\% = 13.33\%$$

4. 认购者收益率

认购者收益率是指在新债券发行时,投资者认购债券到债券持有期满为止的收益率。也就是说,投资者从开始发行时认购到发行者偿还债券面值时,整个期间的年平均收益率。其计算公式为:

$$\text{认购者收益率} = \frac{\text{年利息} + \frac{\text{债券面值} - \text{发行价格}}{\text{偿还年限}}}{\text{发行价格}} \times 100\%$$

认购者收益率取决于年利率、偿还年限和发行价格三个因素,其中发行价格为债券的售价,即投资者购买时所支付的价格。发行价格的方式有平价发行、溢价发行和折价发行

之分。当发行价格与票面金额相等时,即发行价格为 100%时,称为平价发行。此时认购者收益率与名义收益率相等。当发行价格高于票面金额时,即发行价格超过 100%时,称为溢价发行。此时认购者收益率低于名义收益率。溢价发行通常在债券利益高于市场利率时采用。当发行价格低于票面金额时,即发行价格低于 100%时,称为折价发行。此时认购者收益率高于名义收益率。折价发行通常在债券利率低于市场利率时采用。

【例 3-10】 一张面额为 1 000 元的债券,发行价格为 900 元,年利率 8%,偿还期为 5 年,认购者的收益率为:

$$\text{认购者收益率} = \frac{1\,000 \times 8\% + \frac{1\,000 - 900}{5}}{900} \times 100\% = 11.11\%$$

计算结果表明,由于低于票面金额 100 元,而使每年认购者收益率比名义收益率高出 3.11%(11.11% - 8%)。

综上所述,直接收益率、最终收益率、持有期收益率和认购者收益率的实质是一样的,其差异之处只是在于债券在投资者手中持有期限不同。当持有期和偿还期一样长时,持有期收益率便成为最终收益率。当持有期从新债发行时开始到债券偿还时为止时,持有期收益率便变成了认购者收益率。同样,若将最终收益率的期限拉长到发行日时,也变成了认购者收益率。当不考虑债券在期限中卖出时盈亏或偿还时盈亏,则认购者收益率、持有期收益率和最终收益率分子上的后一项为零,也就成为直接收益率。

(二) 贴现债券收益率分析及其计算方法

由于贴现债券的偿还金额与认购价格之差等于利息,从而贴现债券的最终收益率的计算方法不同于付息最终收益率。贴现债券的最终收益率可分为偿还期不满一年和偿还期一年以上两种,现分别说明如下:

1. 偿还期不满一年的最终收益率

偿还期不满一年的贴现债券的最终收益率的计算公式为:

$$\text{最终收益率(年)} = \frac{\text{面值} - \text{认购价格}}{\text{认购价格}} \div \frac{\text{剩余天数}}{365} \times 100\%$$

根据上式也可求其认购价格,其计算公式为:

$$\text{认购价格} = \frac{\text{偿还价格}}{1 + \text{最终收益率} \times \text{剩余天数} \div 365}$$

【例 3-11】 一张面额 500 元已发行的贴现债券,认购价格为 480 元,认购日期为 2007 年 2 月 20 日,偿还日期为 2008 年 1 月 27 日,求其最终收益率,并用最终收益率验证其认购价格。

$$\text{最终收益率} = \frac{500 - 480}{480} \div \frac{341}{365} \times 100\% = 4.459\%$$

$$\text{认购价格} = \frac{500}{1 + 0.0459 \times 341 \div 365} = 480(\text{元})$$

2. 偿还期一年以上的最终收益率

偿还期一年以上的贴现债券一般需考虑复利因素,因此计算公式与偿还期不满一年的不同。其计算公式为:

$$\text{最终收益率} = \left(\sqrt[n]{\frac{\text{偿还价格}}{\text{买入价格}}} - 1 \right) \times 100\%$$

式中,

$$\text{偿还价格} = \text{买入价格} \times (1 + \text{最终收益率})^{\text{剩余年限}}$$

$$\text{买入价格} = \frac{\text{偿还价格}}{(1 + \text{年收益率})^{\text{剩余年限}}}$$

【例 3-12】 已知贴现金融债券,期限为 3 年零 3 个月,每 100 元面值的债券发行价格为 75 元,求债券的最终收益率、买入价格和偿还价格。

$$\text{最终收益率} = \left(\sqrt[3.25]{\frac{100}{75}} - 1 \right) \times 100\% = 9.255\%$$

$$\text{买入价格} = \frac{100}{(1 + 9.255\%)^{3.25}} = 75(\text{元})$$

$$\text{偿还价格} = 75 \times (1 + 9.255\%)^{3.25} = 100(\text{元})$$

(三) 证券公司债券挂牌价格及其收益率

证券公司一般要设立牌价表公布债券的买入价和卖出价,以便于投资者进行债券买卖。但由于债券的付息方式不同,以及贴息与否,从而其挂牌价格的计算方法也不同。就牌价计算而言,一般需根据市场收益率测算出基准价格,然后根据基准价格算出卖出价和买入价。现根据不同情况说明如下。

1. 年付息债券的挂牌价格及其收益率

其计算公式为:

$$\text{基准价格} = \frac{\text{年利息} \times \left[\frac{(1 + \text{市场收益率})^{\text{剩余年限}} - 1}{\text{市场收益率}} \right] + \text{面额}}{(1 + \text{市场收益率})^{\text{剩余年限}}}$$

$$\text{公司买入价} = \text{基准价格} - \frac{1}{2} \text{价差}$$

$$\text{公司卖出价} = \text{基准价格} + \frac{1}{2} \text{价差}$$

$$\text{收益率} = \frac{\text{年利息} + (\text{偿还金额} - \text{购买价格}) \div \text{剩余年限}}{\text{购买价格}}$$

上述收益率是指证券公司库存债券的到期收益率,即证券公司买进债券后没有卖出,保存到兑付期的债券收益率。

【例 3-13】 某公司发行面额为 100 元的债券,期限为 5 年,年利率为 12%,如果购买人持有两年后将债券卖出,假定当时的市场收益率为 13%,价差为 2%,则:

$$\text{基准价格} = \frac{100 \times 12\% \times \left[\frac{(1 + 13\%)^3 - 1}{13\%} \right] + 100}{(1 + 13\%)^3} = 97.64(\text{元})$$

$$\text{公司买入价} = 97.64 - \frac{1}{2} \times 100 \times 2\% = 96.64(\text{元})$$

$$\text{公司卖出价} = 97.64 + \frac{1}{2} \times 100 \times 2\% = 98.64(\text{元})$$

$$\text{收益率} = \frac{100 \times 12\% + (100 - 98.64) \div 3}{98.64} = 12.63\%$$

2. 一次支付债券(零息债券)的挂牌价格及其收益率
其计算公式为:

$$\text{基准价格} = \frac{\text{偿还金额}}{(1 + \text{市场收益率})^{\text{剩余年限}}}$$

$$\text{公司买入价} = \text{基准价格} - \frac{1}{2} \text{价差}$$

$$\text{公司卖出价} = \text{基准价格} + \frac{1}{2} \text{价差}$$

$$\text{收益率} = \frac{(\text{偿还金额} - \text{购买价格}) \div \text{剩余年限}}{\text{购买价格}}$$

【例 3-14】 2007 年发行 5 年期面额为 100 元的国库券, 年利率为 10%, 持有人于 2008 年 4 月 1 日在交易机构转让, 假如当时的市场收益率为 13%, 手续费为 1.5%, 则:

$$\text{基准价格} = \frac{100 + 100 \times 10\% \times 5}{(1 + 13\%)^{4.25}} = 89.23(\text{元})$$

$$\text{公司买入价} = 89.23 - \frac{1}{2} \times 100 \times 1.5\% = 88.48(\text{元})$$

$$\text{公司卖出价} = 89.23 + \frac{1}{2} \times 100 \times 1.5\% = 89.98(\text{元})$$

$$\text{收益率} = \frac{(100 - 89.98) \div 4.25}{89.98} = 15.69\%$$

3. 贴现金融债券的挂牌价格及其收益率

短期贴现金融债券一般期限在一年以内, 并折价发行, 到期按面额偿还, 面额与偿还价格的差额部分就是债券的利息。其有关计算公式为:

$$\text{基准价格} = \text{面额} - \text{贴现额}$$

$$\text{或} \quad = \text{面额} - \left(\text{面额} \times \text{贴现额} \times \frac{\text{期限}}{360} \right)$$

$$\text{公司买入价} = \text{基准价格} - \frac{1}{2} \text{价差}$$

$$\text{公司卖出价} = \text{基准价格} + \frac{1}{2} \text{价差}$$

$$\text{实际收益率} = \frac{\text{面额} - \text{卖出价格}}{\text{卖出价格}} \div \frac{\text{期限}}{360}$$

【例 3-15】 2008 年 3 月 31 日发行面额为 100 元的短期金融债券, 2008 年 12 月 31 日到期偿还, 如持有人买进 5 个月后转让, 手续费为 1.5%, 贴现率为 10%, 则:

$$\text{基准价格} = 100 - (100 \times 10\%) \times \frac{270 - 150}{360} = 96.67(\text{元})$$

$$\text{公司买入价} = 96.67 - \frac{1}{2} \times 100 \times 1.5\% = 95.92(\text{元})$$

$$\text{公司卖出价} = 96.67 + \frac{1}{2} \times 100 \times 1.5\% = 97.42(\text{元})$$

$$\text{实际收益率} = \frac{100 - 97.42}{97.42} \div \frac{270 - 150}{360} = 7.94\%$$

第四节 投资基金的价值分析

一、开放式基金的价值分析

开放式基金是指基金设立后, 基金规模不固定, 投资者可以随时申购或赎回基金单位的投资基金。

开放式基金由于要经常不断地按客户要求购回或者卖出基金单位, 因此, 开放式基金的价格分为两种, 即申购价格和赎回价格。开放式基金的交易价格不受市场供求关系的影响, 仅以基金单位净资产为基础加减申购费或赎回费求得, 因此, 决定开放式基金投资价值的主要因素是基金的单位资产净值。

(一) 基金的单位资产净值

基金的单位资产净值可表示为:

$$\text{单位资产净值} = \frac{\text{基金资产总值} - \text{各种费用}}{\text{基金单位数量}}$$

其中, 基金资产总值是指一个基金所拥有的资产(包括现金、股票、债券和其他有价证券及其他资产)于每个营业日收盘后, 根据收盘价格计算出来的总资产价值。开放式基金的各种费用主要有推销费用、退股费用和行政管理费用等。

(二) 申购价格和赎回价格

1. 申购价格

开放式基金一般不进入证券交易所流通买卖, 而是在场外进行交易, 投资者在购入开放式基金单位时, 除了支付资产净值之外, 还要支付一定的销售附加费用。也就是说, 开放式基金单位的申购价格包括资产净值和一定的销售附加费。在投资者大量购买时, 对收取的附加费通常给予一定的优惠。

因此,开放式基金单位的申购价格可表示为:

$$\text{申购价格} = \text{单位资产净值} \times (1 + \text{申购费率})$$

申购费率为申购费占单位资产净值的比率。

对于一般投资者来说,该附加费是一笔不小的成本,增加了投资者的风险,因此,国外出现了一些不计费的开放式基金,其销售价格直接等于资产净值,投资者在购买该种基金时,不需缴纳销售附加费用,也就是说:

$$\text{申购价格} = \text{单位资产净值}$$

2. 赎回价格

开放式基金承诺可以在任何时候根据投资者的个人意愿赎回其所持有的基金单位。对于赎回时不收取任何费用的开放式基金来说:

$$\text{赎回价格} = \text{资产净值}$$

有些开放式基金赎回时是收取费用的,费用的收取是按照基金投资年数不同而设立不同的赎回费率,一般来说,持有该基金单位时间越长,赎回费率越低,当然也有一些基金是按统一费率收取的。因此,对于赎回时收取赎回费用的开放式基金来说:

$$\text{购回价值} = \text{单位资产净值} \times (1 - \text{赎回费率})$$

二、封闭式基金的价值分析

封闭式基金是指基金规模在发行前已经确定,在发行完毕后的规定期限内基金规模固定不变的投资基金。

封闭式基金的价格和股票价格一样,可以分为发行价格和交易价格。封闭式基金的发行价格由两部分组成:一部分是基金的面值;一部分是基金的发行费用,包括律师费、会计师费等。

封闭式基金发行期满后一般都申请上市交易,因此,它的交易价格和股票价格的表现形式一样,可以分为开盘价、收盘价、最高价、最低价、成交价等。影响封闭式基金交易价格的因素主要有以下六个方面:基金资产净值、市场供求关系、宏观经济状况、证券市场状况、基金管理者的管理水平和政府有关基金的政策。其中,每基金单位资产净值是确定基金价格最根本的依据。

第五节 其他投资基金的价值分析

一、可转换证券

可转换证券是指可以在一定时期内按一定比例或价格转换成一定数量的另一种证

券(简称标的证券)的特殊公司证券。

(一) 可转换证券的价值

可转换证券赋予投资者以将其所持有的债券或优先股用规定的价格和比例,在规定的时间内转换成普通股的选择权。可转换证券的价值一般有理论价值、转换价值和投资价值三种。

1. 可转换证券的理论价值

可转换证券的理论价值是指当它作为不具有转换选择权的一种证券的价值。可转换证券的理论价值也称内在价值,即可转换证券转股前的利息收入和转股时的转换价值按适当的必要收益率折算的现值。

2. 可转换证券的转换价值

可转换证券的转换价值是指实施转换时得到的标的股票的市场价值,用公式表示为:

$$\text{转换价值} = \text{普通股票市场价格} \times \text{转换比率}$$

其中,转换比率为债权人获得的每一份债券可转换的股票数。

3. 可转换证券的投资价值

可转换证券的投资价值是指当它作为不具有转股选择权时的一种证券的价值。其价值的计算方法与普通证券价值计算方法相同。

(二) 可转换证券的市场价格

可转换证券的市场价格必须保持在它的投资价值和转化价值之上。如果可转换证券市场价格在投资价值之下,该证券价格被低估,这是显而易见的;如果可转换证券市场价格在转换价值之下,购买该证券并立即转化为股票就有利可图,从而使该证券价格上升到转换价值之上。为了更好地理解这一点,我们引入转换平价、转换升水和转换贴水的概念。

1. 转换平价

转换平价是可转换证券持有人在转换期限内把债券转换成公司普通股票的每股股票价格。转换平价一般不做任何调整,除非发生特定情形,如发售新股、配股、送股、派息、股利的拆细与合并以及公司兼并、收购等情况。

$$\text{转换平价} = \frac{\text{可转换证券的市场价格}}{\text{转换比率}}$$

转换平价是一个非常有用的指标,因为一旦实际股票市场价格上升到转换平价水平,任何进一步的价格上升肯定会使可转换证券的价值增加。因此,转换平价可视为一个盈亏平衡点。

2. 转换升水和转换贴水

一般来说,投资者在购买可转换证券时都要支付一笔转换升水。每股的转换升水

等于转换平价与普通股票当期市场价格(或称为基准股价)的差额,或者说是可转换证券持有人在将证券转换成股票时,相对于当初认购转换证券时的股票价格(即基准股价)而做出的让步,通常被表示为当期市场价格的百分比。公式表示如下:

$$\text{转换升水} = \text{转换平价} - \text{基准股价}$$

$$\text{转换升水比率} = \frac{\text{转换升水}}{\text{基准股价}} \times 100\%$$

转换贴水是指可转换证券的市场价值低于其转换价值的部分,即基准股价与转换平价的差额。转换贴水的出现与可转换证券发行的溢价程度相关。

$$\text{转换贴水} = \text{基准股价} - \text{转换平价}$$

$$\text{转换贴水比率} = \frac{\text{转换贴水}}{\text{基准股价}} \times 100\%$$

二、优先认购权

优先认购权是指在发行新股票时,应给予现有股东优先购买新股票的权利。其做法是给每个股东一份证书,写明他有权购买新股票的数量,数量多少根据股东现有股数乘以规定比例求得。一般来说,新股票的定价低于股票市价,从而使优先认股权具有价值。股东可以行使该权利,也可以转让给他人。

(一) 附权优先认股权的价值

优先认股权通常在某一股权登记日颁发。在此之前购买的股东享有优先认股权,或者说此时股票的市场价格含有分享新发行股票的优先权,因此称为附权优先认股权。其价值表示如下:

$$R = M - (R \times N + S)$$

其中, M 为附权股票的市价; R 为附权优先认购权的价值; N 为购买1股股票所需的股权数; S 为新股票的认购价。

该式可做以下解释:投资者在股权登记日前购买1股股票,应该付出市价 M ,同时也获得1股股权;投资者也可购买申购1股新股所需要的若干股权,价格为 $R \times N$,并且付出每股认购价 S 的金额。这两种选择都可以获得1股股票,唯一差别在于,前一种选择多获得1股股权。因此,这两种选择的成本差额,即 $M - (R \times N + S)$ 必然等于股权价值 R 。

重写方程,可得:

$$R = \frac{M - S}{N + 1}$$

(二) 除权优先认股权的价值

在股权登记日以后,股票的市场价格中将不再含有新发行股票的认购权,其优先认

股权的价值也按比例下降,此时就被称为“除权优先认股权”。其价值表示如下:

$$M - (R \times N + S) = 0$$

其中, M 为除权股票的市价; R 为除权优先认购权的价值; N 为购买1股股票所需的股权数; S 为新股票的认购价。

该公式原理与上面公式完全一致。投资者可以在公开市场购买1股股票,付出成本 M ;或者,投资者也可购买申购1股股票所需的认股权,并且付出1股股票的认购金额,其总成本为 $R \cdot N + S$ 。这两种选择完全相同,都是为投资者提供1股股票,因此成本应是相同的,其差额为0。

重写方程,可得:

$$R = \frac{M - S}{N}$$

(三) 优先认股权的杠杆作用

优先认股权的主要特点之一就是它能提供较大程度的杠杆作用,即优先认股权的价格要比其可购买的股票的价格的增长或减小的速度快得多。例如,某公司股票在除权之后价格为20元,其优先认股权的认购价格为10元,认购比率是1:4,则其优先认股权的价格为 $(20 - 10)/4 = 2.5$ (元)。假定公司收益改善的良好前景使股票价格上升到40元,增长100%,则优先认股权的价格为 $(40 - 10)/4 = 7.5$ (元),增长率为 $(7.5 - 2.5)/2.5 \times 100\% = 200\%$,远快于股票价格的增长速度。

三、认股权证

债券和优先股发行时有时附有长期认股权证,它赋予投资者以规定的认购价格从该公司购买一定数量的普通股的权利。认股权证可以是与债券和优先股分开的,也可以是不分开的,有效期可以是有限的,也可以是无限制的。

(一) 认股权证的理论价值

在认股权证可以公开交易时,它就有自己的市场,有的在交易所上市,有的通过场外交易。股票的市场价格与认股权证的预购股票价格之间的差额就是认股权证的理论价值,公式表示如下:

$$\text{认股权证的理论价值} = \text{股票市场价格} - \text{预购股票价格}$$

在进行交易时,认股权证的市场价格很少与其理论价值相同。通常认股权证的市场价格要大于其理论价值。即使其理论价值为零,认股权证的期限尚未到期,它的需求量也可能会很大。认股权证的市场价格超过其理论价值的部分被称之为认股权证的溢价,公式表示如下:

$$\begin{aligned} \text{溢价} &= \text{认股权证的市场价格} - \text{理论价值} \\ &= \text{认股权证的市场价格} - \text{普通股市场价格} + \text{预购股票价格} \end{aligned}$$

认股权证的市场价格会随着股票的不同而变化,其溢价可能会变得很高。当然,认股权证的理论价值也同样会急剧上升或急剧下降。

(二) 认股权证的杠杆作用

杠杆作用在这里可用普通股的市场价格与认股权证的市场价格的比率表示。对于某一认股权证来说,其溢价越高,杠杆因素就越低;反之,如果认股权证的市场价格相对于普通股的市场价格降低时,其溢价就会降低,杠杆因素就会升高。

第六节 市盈率分析

一、市盈率的概念和计算方法

股票市盈率,也称本益比,是指一家股份公司的股票市价与过去一年中每股盈利的比率。它反映股票投资的收益水平,表示每股盈利所承担的市场价格,说明投资者愿意购买股票的程度。其计算方法为:

$$\text{市盈率} = \frac{\text{每股市价}}{\text{每股盈利}}$$

【例 3-16】 某种股票的市价为 200 元,它过去一年的每股盈利为 40 元,那么它的市盈率则为 5 倍。需要指出的是,每股盈利是每股红利的基础。每股盈利是年终税后利润除以已发行的股票。如某一公司发行了 1 000 万股股票,某年税后利润为 400 万元,那么每股盈利是 0.40 元,但它并不一定是股东的实得红利。实得红利可能是 0.40 元,也可能是 0.20 元或者更少,也有可能不发红利,而把盈利全部用于再投资。所以,每股一年红利总和的多少,或有或无,除了视公司有否盈利外,主要看股份公司董事会和股东大会的决议而定。

“市盈率低的股票对购买者来说是合算的,反之,是不合算的。”这种说法也不能说不对,这是因为投资 100 元购进一种市盈率为 10 倍的股票一年可望得到 10 元的红利,而花 100 元购进一种市盈率为 20 倍的股票,一年将只可能得到 5 元的红利。这是一种评价上较简单的计算方法。

二、对市盈率指标的分析

股票市盈率可作为投资者分析股票质量时的参考数据之一。但是,如果不考虑总的投资环境和一种股票的各个方面的情况,而仅仅用市盈率这个指标的高低来作为买卖股票的依据,可能会达不到预期的效果。

股票市盈率的高低受许多因素的影响。因此,对市盈率指标的高低应做具体的分析。

第一,每股一年红利的总和占每股一年盈利的多少,称为支付比率。支付比率并没有一个统一的百分比标准,各家公司对此也有不同的打算,支付比率越高,则投资者的收益越大。反之,公司把大部分收益用于再生产,一方面表现了公司对资金的需求较大,另一方面表现了公司更注重未来的业务发展。如许多日本公司,它们的习惯做法是将每股盈利的5%~10%作为每股红利发放,而将大部分盈利用于公司的再生产。因此,经过若干年累积,这些公司的股票市盈率常在60~70倍,有时甚至达到更高的水平。

第二,市盈率中的每股盈利相对是静态的,但市价是经常变动的,所以市价的上升或下降,会导致市盈率跟着变动。如果一种股票的市价因市盈率过高而下跌,但当调整到较低市盈率时,仍会吸收老的投资者的补仓行动和新的投资者加入买进行列。但当某一股票因公司发生重大亏损等这类事故而导致其价格下跌时,或当它的股票的市盈率较低时,对投资者的吸引力仍然不会很大。

第三,市盈率中的每股盈利一般是过去一年的情况,它不能代表现在的经营水平,更不能代表将来的经营情况,这就导致了有些投资者在分析一家公司的股票市盈率时,采用市价与预测来年盈利计算出来的市盈率。如果预测的盈利数字比较准确,那么计算出来的市盈率就更有参考价值。

第四,当经济周期的衰退期将临之际,一般较低市盈率的股票对投资者缺乏吸引力,而市盈率较高的又有稳定收入和受衰退影响较少的公用事业股、医药股等股票反而更吸引投资者。

第五,股票市盈率受利率的影响较大。一般而言,利率处于高水平,股票市盈率较低;利率处于低水平,股票市盈率则较高。利率下降,减轻了企业的成本支出,企业的盈利率则会高些。利率上升,加重了企业的成本支出,企业盈利就会减少些。

第六,各个国家和地区的股票市场平均市盈率因各国和各地区的具体经济环境发展阶段、传统习惯等因素的影响而处于不同水平,没有一个统一的国际标准。如日本股票市场的平均市盈率目前处于50倍左右,香港股票市场平均市盈率到达过近100倍的水平,近20年来,则在6~20倍范围之间波动。对于一个处在起步阶段的股票市场来讲,平均市盈率的上下限较难确定,需要若干年时间的实践与探索。如果武断地定个标准,可能会误导缺乏经验的投资者,刺激市场的波动,不利于市场的健康发展。对于这个问题,加入股市的投资者尤其应该注意。

总之,股票市盈率是分析股票质量的一种参考指标,但对市盈率高高低需做具体分析,才能收到较好的效果。

本章小结

股票价格由股票投资价值决定,它直接与预期股息和银行利率有关。用公式表示为:

$$\text{股票价格}(P) = \frac{\text{预期股息}(D)}{\text{银行利率}(I)}$$

从公式看出,除了影响股票价格的基本因素即预期股息和银行利率之外,还有其他众多的因素无时不影响着股票价格的变化。归纳起来,可以分为两大类,即主观因素和客观因素。主观因素是指同上市公司本身有关的因素,而客观因素是指同上市公司无直接关系的外界因素。这种公司外界的客观因素可以分为四类,即经济性因素、政治性因素、心理因素和人为投机行为因素。

债券价格的确定,取决于债券的期值(即本金加利息)、债券的还本期限和市场利率水平。

影响债券收益率的主要因素有债券的利率、债券的价格与其面值的差额和债券的还本期限。

开放式基金是指基金设立后,基金规模不固定,投资者可以随时申购或赎回基金单位的投资基金。开放式基金由于要经常不断地按客户要求购回或者卖出基金单位,因此,开放式基金的价格分为两种,即申购价格和赎回价格。封闭式基金是指基金规模在发行前已经确定,在发行完毕后的规定期限内,基金规模固定不变的投资基金。封闭式基金的价格和股票价格一样,可以分为发行价格和交易价格。封闭式基金的发行价格由两部分组成:一部分是基金的面值;一部分是基金的发行费用,包括律师费、会计师费等。

股票市盈率,也称本益比,是指一家股份公司的股票市价与过去一年每股盈利的比率。它反映股票投资的收益水平,表示每股盈利所承担的市场价格,说明投资者愿意购买股票的程度。其计算方法为:市盈率=每股市价/每股盈利。

思考与练习

1. 简述什么是股票价格,并分析影响股票的价格因素。
2. 简述股票价格的一些计量模型。

3. 债券的价格存在着哪些决定性因素?

4. 简述债券定价的各种模型。

5. 投资基金包括哪些? 怎样对其进行价值分析?

6. 什么是可转换证券? 怎样确定它的市场价格?

7. 什么是市盈率? 怎样计算市盈率? 对其数值的高低应怎样去分析?

8. 投资者现打算购买上市公司的股票, 现在股票价格为每股 1 000 元, 并在当年得到每股股息收入为 50 元。一年后, 他将股票出售, 此时股票的市价为每股 1 200 元, 求该股票的股息报酬率和资金增值率。

9. 某公司在 2012 年 1 月 1 日发行 5 年期债券, 面值 1 000 元, 票面利率 10%, 于每年 12 月 31 日付息, 到期时一次还本。假设发行日同类风险投资的利率是 9%, 该债券的发行价格应定为多少?

通货膨胀统计 理论及其方法

近代经济发展史证明,通货膨胀已成为世界经济共生的现象,通货膨胀率居高不下。据世界银行统计,1980~1992年全世界加权后的年平均通货膨胀率为17.2%。长期以来西方发达国家的政府无不受到通货膨胀的困扰,不仅如此,通货膨胀还是“晴雨表”,反映出经济的运行状态,甚至衬映出世界政治风云的动荡。通货膨胀在发展中国家呈现上升态势,年均通胀率指标,20世纪70年代为26.2%,80年代到90年代上升到46%,亚洲通货膨胀率为39.5%。特别是处在经济转型时期的国家,通货膨胀的升幅更加明显。随着世界各国经济之间的联系日趋紧密,通货膨胀现象早已越出国界,成为全球经济的共同现象。通货膨胀是一个世界性的问题,它困扰着各国政府的经济工作,影响着人民的经济生活。所以,加强对通货膨胀理论的研究,也成为我国经济学界的当务之急。

对通货膨胀较为普遍的解释就是货币供应过多,这种货币数量说或货币主义,在西方流行一时,但当20世纪30年代的资本主义世界发生经济大危机后,出现了凯恩斯的理论。不过,坚持货币数量说的一些学者,修改了他们的理论和主张,又出现了以弗里德曼为代表的现代货币主义。

西方国家在治理通货膨胀方面,已经积累了很丰富的经验,并有以不同理论为基础的反通货膨胀政策,其中以货币金融政策、财政政策、收入政策为主。此外还有人力政策、国际收支政策、长期政策,以及近些年来新兴的供给学派、合理预期学派等等。

我国对通货膨胀问题的研究才刚刚起步,对通货膨胀的理论研究,定性描述偏多,

实证研究、定量分析较少。但是理论界围绕我国改革开放以来通货膨胀问题的研究,从成因的分析到对策和建议,也已取得了一系列研究成果,为政策的制定和执行提出了合理化的意见和改进措施,为经济的稳定和繁荣做出了积极的贡献。当然,有争议的问题和值得研究探讨的问题也有很多,尤其是我国通货膨胀的特殊成因问题,有待进一步深入研究。

归纳起来,国内关于通货膨胀有争议的问题有以下几方面:

第一,对通货膨胀概念的理解。究竟什么是通货膨胀?物价上涨是否就是通货膨胀?通货膨胀的本质是什么?

第二,通货膨胀与经济增长的关系。经济增长是否必然伴随着通货膨胀?在我国经济起飞时期,通货膨胀是难免的还是可避免的?适度通货膨胀是否有益?

第三,通货膨胀的成因问题,一种观点认为,通货膨胀说到底是一种货币现象,其根本原因是中央银行没有控制住货币发行量。也有人认为,通货膨胀是经济体制改革带来的,价格改革、税制改革、汇率并轨等等,都直接引起物价的上涨。也有人认为我国的通货膨胀成因是综合性的,是需求拉动、成本推进、结构失衡、经济改革、通货膨胀预期等多种因素综合而成的。

第一节 通货膨胀概述

一、通货膨胀的定义

通货膨胀已经有很长的历史,不同制度、不同发展状况的国家以及同一国家的不同发展阶段,都出现过程度不同的通货膨胀。研究通货膨胀的理论专著和对策建议很多,但是,对于究竟什么是通货膨胀这一最基础的问题,却有着不尽相同的看法。

国内外经济学界在通货膨胀的定义方面,大致上可以分成两大派:物价派和货币派。

物价派主要是由后凯恩斯主义经济学的一些经济学家组成,他们一般认为,通货膨胀可以定义为平均物价或一般物价水平的上涨。

一部分新自由主义经济学家所组成的货币派对物价派的观点持批判立场。他们认为通货膨胀一词的原意和真意是指货币数量的过度增长,这种增长会合乎规律地导致物价的上涨,但不能用通货膨胀的表现形式——物价上涨——来定义通货膨胀本身。物价水平的上涨可以是由货币数量的过度增长引起的,也可以是由其他各种经济因素,如农业收成欠佳、石油及其能源和原材料短缺等引起,而后一种类型的物价上涨与通货膨胀数量的增长无关,不能称之为通货膨胀。

除了上述物价派和货币派的划分外,美国著名经济学家马丁·布朗芬布伦纳(M. Bronfenbrenner)曾把经济学者关于通货膨胀的定义归纳为四种类型:第一种把通

货膨胀的根源归咎于商品市场上存在的过度总需求,认为通货膨胀是一种社会经济生活普遍存在过度需求的状态;第二种把通货膨胀的原因归咎于货币的增加,认为通货膨胀是货币数量的过度增长,它以货币总量或者人均货币收入增长的形式表现出来;第三种主要突出了通货膨胀的某些性质和特征,例如从预期、成本、名义收入和实际产出等方面来解释通货膨胀;第四种则主要是对于开放经济而言的,强调外部经济关系对国内物价水平的影响,例如认为通货膨胀是本国货币对外国货币比值下跌,从而导致物价水平的上涨。

二、通货膨胀的衡量

从控制通货膨胀的角度考虑,有必要对当期的通货膨胀进行测定和对其发展趋势进行预测。尽管通货膨胀是一个复杂的经济现象,但是它的产生和发展还是有一定规律性的,我们可以借助历史分析、比较分析和定量分析等方法进行计量和预测。

下面主要介绍衡量通货膨胀的几个常用度量方法,其中物价指数是测量通货膨胀的最常用、最重要的尺度。

(一) 物价指数

由于通货膨胀所引起的是一般物价水平的普遍上涨,因此,要比较准确地反映通货膨胀的程度,就必须要用各类商品和劳务的价格加总在一起的加权平均数来衡量一般物价水平的上涨,这就是物价指数。

计算物价指数时,如果采用基期的商品和劳务作为不变因素加权,就是拉氏物价指数。但是在实际计算时,一般选用报告期的商品和劳务作为不变因素加权,因为数据容易获得,计算起来也较为简便,这就是帕氏物价指数。帕氏物价指数一般计算公式为:

$$P_D = \frac{\sum_{i=1}^n P_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n P_i^{t-1} q_i^t}$$

P_i^t 为 t 时期的第 i 种商品或劳务的价格, q_i^t 为 t 时期的第 i 种商品或劳务的价格。

物价指数有多种,而且不同国家一般都有或多或少与别国不同的物价指数,但是它们基本上都是从零售、批发或经济总体的角度来反映商品在不同时期内的价格水平的变化。

1. 消费者价格指数

消费者价格指数是用来衡量各个时期内城市家庭和个人消费的商品和劳务的价格平均变化程度的指标,它在一定程度上反映了商品和劳务价格变动对居民生活费用的影响。

消费者价格指数的计算公式有两种,一种是固定加权算术平均,即用“代表品”范围内的各商品单项物价指数,乘上各商品在家庭消费支出中所占比重,然后综合平均求得其总指数。另一种综合公式,即总值法:计算期按现价计算的“代表品”商品零售总额与计算期的“代表品”商品销售量按基期价格计算的销售额的比较。

消费者价格指数可以划分总指数和类指数。总指数是所选的全部商品和劳务的价格水平的变化,类指数则是按照消费用途把所选用的全部商品和劳务划分成若干类而编制的。消费者价格指数既可以作为反映通货膨胀的一种“指示器”或“寒暑表”,反映居民货币购买力的变化情况,也可以用作调整工资和薪金及其他收入的标准,使用较为广泛。显而易见,消费者价格指数是从消费者的角度反映消费品的价格变动情况,不能全面反映物价水平的上涨程度,作为通货膨胀的“指示器”也只能是一种近似,但是它很贴近居民的生活,因而是一种重要的物价指数。

2. 生产者价格指数

生产者价格指数是指生产者购买的中间商品和原材料的价格指数,它反映的是生产者之间出售商品的价格变动情况。

同样,生产者价格指数也不是全部价格水平的测量,用来反映通货膨胀仍然具有片面性。值得注意的是,生产者价格指数测量的原材料和中间产品最后将以最终产品被出售,从而一个较高的生产者价格指数一般地可表明消费者价格指数在较后一段时间里必然要增加,也就是说生产者最终要把它较高的成本转嫁给消费者。

有的国家使用的是批发价格指数,它是反映不同时期批发市场上多种商品价格平均变动程度的经济指标。批发价格包括的种类较多,其中应包括生产者之间出售商品的价格。

3. 国内生产总值价格减缩指数

国内生产总值价格减缩指数又称国内生产总值平减指数,是一种衡量一国经济不同时期内所生产的最终产品和劳务的价格总水平变化程度的经济指标。

与前两种价格指数相比较,国内生产总值价格减缩指数涉及的是当前生产的所有产品和劳务,能比较全面地反映物价水平的变动情况,克服了前两者的片面性。但是国内生产总值价格减缩指数每年只能公布一次,而且要等到第二年上半年才能公布,所以它反应慢,时效性差。

我国公布的物价指数种类较多,主要有社会商品零售价格指数、居民消费价格指数、职工生活费用价格指数、农产品收购价格指数、国内生产总值价格减缩指数等。其中职工生活费用价格指数类似于西方国家的消费者价格指数,主要反映城市家庭和个人消费者所购买的商品和劳务价格总水平变化的统计指标。社会商品零售价格指数是反映全国城乡各种零售商品价格水平的指标,包括消费品和农业生产资料价格,但不包括服务项目,能较为全面地反映物价水平的变动状况。居民消费价格指数是近年来公布的指数,它包括消费品和服务项目的价格变动,但不能反映农业生产资料价格变动对农民生产、生活的影响。社会商品零售价格指数和居民消费价格指数都是反映通货膨胀的重要指标,但二者仍各有其不足。因而,计算保值贴补率所使用的就是一种综合价格指数,即居民消费价格指数与农业生产资料价格指数的加权平均值,也是社会商品零售价格指数和服务项目价格指数的加权平均值,它应该能较为全面地反映通货膨胀的

程度。

最后需要说明的是,物价指数还不宜直接用来衡量通货膨胀程度,比较科学的方法是计算通货膨胀率。物价指数有定基物价指数和环比物价指数,用它们计算出的通货膨胀率分别为累计通货膨胀率和当年通货膨胀率。计算公式为:

$$\text{累计通货膨胀率} = \text{定基物价指数} - 100$$

$$\text{当年通货膨胀率} = \text{环比物价指数} - 100$$

(二) 通货膨胀指数

物价指数的变动与通货膨胀是紧密相联的,但它们毕竟是两个概念。通货膨胀指数作为反映通货膨胀程度的指标,是根据通货膨胀本质含义,将报告期实际货币流通量与同期商品和劳务流通需要的货币量进行对比,较为准确地反映通货膨胀的程度。用 K 代表通货膨胀指数, M_t 为报告期实际货币流通量, M_q 为报告期商品和劳务流通需要的货币量,则 $K = M_t/M_q$, 根据货币数量公式: $MV = Q \times P$ 得: $M = QP/V$, 代入上式有:

$$K = \frac{\sum Q_i P_i^t / V_t}{\sum Q_i P_i^{t-1} / V_{t-1}} = \frac{\sum Q_i P_i^t}{\sum Q_i^{t-1} P_i^t} \cdot \frac{V_{t-1}}{V_t}$$

式中, V 为一定时期内货币流通速度, $\sum Q$ 和 P 为一定时期内通过货币交换的商品和劳务的总值。

从上式中可以看出,通货膨胀指数与价格指数成正比,与货币流通速度成反比。同上面的物价指数相比较,通货膨胀指数多了一项货币流通速度的比值,因为影响货币需求量的因素不仅仅是物价水平,还有货币流通速度。

用通货膨胀指数也可以计算通货膨胀率,即:

$$\text{通货膨胀率} = K - 1$$

当 $K - 1 > 0$ 时,存在通货膨胀。

(三) 货币量增长率与经济增长率之差和货币流通速度递减率

根据货币数量公式, $MV = PQ$, 取对数和微分后则有:

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Q}{Q} - \frac{\Delta V}{V}$$

如果是考察前后两年的物价上涨率,可以假定 $\Delta V = 0$, 即认为相近两年的货币流通速度是相同的,那么:

$$\frac{\Delta P}{P} = \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Q}{Q}$$

此式表明,物价上涨率等于货币增长率与经济增长率之差,或者说,当货币增长率

超过经济增长率时,过量的货币就会引起物价的不断上涨,导致通货膨胀。

以上是在完全的市场经济条件下得出的结论。在计划经济中,物价受到管制,通货膨胀是隐性的,表现为强制储蓄、持币待购,从而货币流通速度减慢,这时过量的货币增长 $\left(\frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Q}{Q} > 0\right)$ 就被货币流通速度减慢所抵消 $\left(\frac{\Delta V}{V} < 0\right)$ 。

$$\because \frac{\Delta P}{P} = 0 \quad \therefore \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Q}{Q} = -\frac{\Delta V}{V}$$

或

$$\left| \frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Q}{Q} \right| = \left| \frac{\Delta V}{V} \right|$$

这时的通货膨胀率就可以用货币流通速度的递减率来衡量,它依然等于货币增长率与经济增长率之差。

需要指出的是,货币数量公式所反映的货币需求量,只是完成商品和劳务交易所必要的量,而不是实际的货币需求量,因而,用 $\left(\frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta Q}{Q}\right)$ 来衡量通货膨胀率仍有缺陷,还要扣除上述两个因素的影响。

(四) 通货膨胀缺口

通货膨胀缺口是一些中外经济学家提出的用以衡量计划经济中的通货膨胀指标,它是以消费品市场上没有商品和劳务保证的货币量和居民手中的非自愿储蓄及非必要现金余额货币量形式表现出来的,反映的是年投入市场的商品价值流量与国民收入流量之间的价格对比。公式如下:

$$D_t^+ = (Y_t - T_t) + (L_t - A_t) + (S_{t-1} - M_{t-1})$$

$$D_t = P_{t-1} Q_t$$

$$V = D_t^+ - D_t$$

其中, D_t^+ 代表潜在需求量, D_t 代表可被满足的价值量, Y_t 代表当期居民家庭货币收入, T_t 代表其所付税款, L_t 为居民家庭所得借款或贷款, A_t 为归还当期贷(借)款的付款, S_{t-1} 为居民家庭前期末储蓄额, M_{t-1} 为居民家庭前期末现金余额, Q_t 代表本期可供交易的商品或劳务量, V 为通货膨胀缺口。 $V > 0$, 表示存在通货膨胀压力,但不表现为物价的上涨,这个供求缺口只有通过强制储蓄来弥补。也有一部分没有满足的需求可能转为自愿储蓄,但会构成下一期的通货膨胀压力。

对于隐性通货膨胀的衡量还有购买力结余测算法、失衡指数法等,这里就不多详述了。总之,当前的世界经济体制以市场经济为主,我国也正在进行经济体制改革,向市场经济过渡,因而,后文在讨论我国的通货膨胀时,主要的衡量指标就是物价指数的变动。

三、通货膨胀形成的主要原因和通货膨胀的类型

在西方学者看来,主要有四类刺激因素形成通货膨胀,即货币刺激、总需求刺激、工资刺激和进口品价格刺激。其中货币流通量增加过多、总需求增长过快、工人工资增加过多、进口商品价格增长过高是引起通货膨胀的主要原因。通货膨胀按形成的特点来分,通常可分为需求拉动型通货膨胀、成本推进型通货膨胀和结构性通货膨胀这三种类型。

第二节 我国通货膨胀的成因及其实证分析

一、对我国通货膨胀的认识

通货是指现实市面上流通的货币,它包括硬币、纸币、支票、期票等,但主要指国家决定的货币。

通货膨胀就其本身的含义来讲,应该是流通中的货币不断增加并持续贬值;就其发生的原因来说,是货币的持续过量发行所引起的,这种过量是相对于原先的价格水平条件下的客观需要量而言;就其表现形式来说,有显性的和隐性的两种。如果是显性的,就表现为物价持续上涨;如果是隐性的,就表现为票证供应和强制储蓄。

国内外经济学者在理论上尽管对通货膨胀的定义有不同的看法,但在实际应用中普遍用物价上涨来代替通货膨胀。我们认为,通货膨胀应是由于货币发行过量、总需求增加、工资成本升高和进口商品价格升高等原因引起的物价持续增长的货币贬值现象。通货膨胀所表现出的物价上涨,是一般物价水平(包括所有商品和劳务在内)的普遍持续上涨,局部的或个别的商品或劳务价格上涨以及季节性、偶然性和暂时性的价格上涨都不能说是通货膨胀。正常的物价上涨,如商品或劳务质量的提高、某些重要资源成本的提高以及国家为了调整不合理的比价而进行的价格改革等也不是通货膨胀。因此,我们在研究通货膨胀时,要知道物价水平的普遍持续上涨只是通货膨胀表现出来的一种现象,但是我们可以用一般物价水平的上涨程度来大致反映通货膨胀的严重程度,这也是我们通常直接用社会零售商品的价格来反映通货膨胀的原因。

用社会零售商品的价格来衡量通货膨胀是现行的和普遍使用的衡量方法,社会商品零售价格指数有定基指数和环比指数,用它们计算出的通货膨胀率分别为累计通货膨胀率和当年通货膨胀率。计算公式为:

$$\text{累计通货膨胀率} = \text{定基社会商品零售价格指数} - 100$$

$$\text{当年通货膨胀率} = \text{环比社会商品零售价格指数} - 100$$

二、用主成分因子分析方法分析我国通货膨胀的主要原因

同西方发达国家相比,我国的劳动力资源丰富、劳动力的价格低,产品中工人工资所占的比重小,工资成本的增加不足以形成通货膨胀。改革开放到20世纪末,我国还没有加入世贸组织,进出口额在国民经济中所占的比重较小,我国的经济增长主要是靠国内总需求的增长来带动,因此,进口商品价格的升高也难以引起我国通货膨胀的产生。根据经济学理论,从国内外通货膨胀的形成原因来看,产生通货膨胀的原因有国内生产总值增长、财政支出增加、全社会固定资产投资增加、居民消费水平提高、流通中的货币(M0)增加以及狭义货币(M1)增加等原因。下面利用这些宏观经济变量,用提取主成分因子分析方法来分析我国通货膨胀形成的主要原因。

表 4.1 通货膨胀形成原因的主成分分析数据

年份	居民消费 价格指数 (1978年=100)	国内生产 总值 (亿元)	全国公共 财政支出 (亿元)	居民消费 水平 (元)	职工工资 水平 (元)	M1 (亿元)	M0 (亿元)
1980	109.5	4 545.62	1 228.83	238	762		346.2
1981	112.2	4 891.56	1 138.41	264	772		396.3
1982	114.4	5 323.35	1 229.98	284	798		439.1
1983	116.7	5 962.65	1 409.52	315	826		529.8
1984	119.9	7 208.05	1 701.02	356	974		792.1
1985	131.05	9 016.04	2 004.25	440	1 148		987.8
1986	139.57	10 275.18	2 204.91	496	1 329		1 218.4
1987	149.76	12 058.62	2 262.18	558	1 459		1 454.5
1988	177.91	15 042.82	2 491.21	684	1 747		2 134
1989	209.94	16 992.32	2 823.78	785	1 935		2 344
1990	216.44	18 667.82	3 083.59	831	2 140	6 950.7	2 644.4
1991	223.8	21 781.5	3 386.62	916	2 340	8 633.3	3 177.8
1992	238.13	26 923.48	3 742.2	1 057	2 711	11 731.5	4 336
1993	273.13	35 333.92	4 642.3	1 332	3 371	16 280.4	5 864.7
1994	338.96	48 197.86	5 792.62	1 799	4 538	20 540.7	7 288.6
1995	396.92	60 793.73	6 823.72	2 330	5 348	23 987.1	7 885.3
1996	429.86	71 176.59	7 937.55	2 765	5 980	28 514.8	8 802
1997	441.9	78 973.03	9 233.56	2 978	6 444	34 826.3	10 177.6

续 表

年份	居民消费 价格指数 (1978 年=100)	国内生产 总值 (亿元)	全国公共 财政支出 (亿元)	居民消费 水平 (元)	职工工资 水平 (元)	M1 (亿元)	M0 (亿元)
1998	438.36	84 402.28	10 798.18	3 126	7 446	38 953.7	11 204.2
1999	432.23	89 677.05	13 187.67	3 346	8 319	45 837.3	13 455.5
2000	433.95	99 214.55	15 886.5	3 721	9 333	53 147.2	14 652.7
2001	436.99	109 655.17	18 902.58	3 987	10 834	59 871.59	15 688.8
2002	433.5	120 332.69	22 053.15	4 301	12 373	70 881.79	17 278.03
2003	438.7	135 822.76	24 649.95	4 606	13 969	84 118.57	19 745.9
2004	455.81	159 878.34	28 486.89	5 138	15 920	95 969.7	21 468.3
2005	464.01	184 937.37	33 930.28	5 771	18 200	107 278.8	24 031.7
2006	471	216 314.43	40 422.73	6 416	20 856	126 035.13	27 072.62
2007	493.6	265 810.31	49 781.35	7 572	24 721	152 560.08	30 375.23
2008	522.7	314 045.43	62 592.66	8 707	28 898	166 217.13	34 218.96
2009	519	340 902.81	76 299.93	9 514	32 244	220 001.51	38 245.97
2010	536.1	401 512.8	89 874.16	10 919	36 539	266 621.5	44 628.17
2011	565	473 104.05	109 247.79	13 134	41 799	289 847.7	50 748.46
2012	579.7	519 470.1	125 952.97	14 699	46 769	308 664.23	54 659.81
2013	594.8	588 018.76	140 212.1	16 190	51 483	337 291.05	58 574.44
2014	606.7	636 462.71	151 661.54	17 705	56 339	348 000	60 000

采用主成分因子分析方法,利用 SPSS 统计分析软件处理得出结果如下:

表 4.2 因子描述性统计

	均 值	标准差	分析 N
国内生产总值(亿元)	204 056.381 6	187 848.938 80	25
全国公共财政支出(亿元)	42 343.303 6	46 460.965 96	25
居民消费水平(元)	6 114.40	4 971.914	25
城镇单位就业人员平均工资(元)	18 756.56	16 629.694	25
M1(亿元)	116 910.471	112 754.139 9	25
M0(亿元)	23 449.008	18 245.463 8	25

表 4.3 因子相关矩阵

	国内生产 总值 (亿元)	全国公共 财政支出 (亿元)	居民消费 水平 (元)	城镇单位就业 人员平均工资 (元)	M1 (亿元)	M0 (亿元)
国内生产总值(亿元)	1.000	0.997	0.999	0.999	0.995	0.993
全国公共财政支出(亿元)	0.997	1.000	0.994	0.994	0.992	0.985
居民消费水平(元)	0.999	0.994	1.000	0.998	0.992	0.994
城镇单位就业人员平均工资(元)	0.999	0.994	0.998	1.000	0.996	0.996
M1(亿元)	0.995	0.992	0.992	0.996	1.000	0.996
M0(亿元)	0.993	0.985	0.994	0.996	0.996	1.000

表 4.4 因子特征值

成份	初始特征值			提取平方和载入		
	合计	方差的%	累积%	合计	方差的%	累积%
1	5.973	99.553	99.553	5.973	99.553	99.553
2	0.016	0.273	99.825			
3	0.008	0.128	99.954			
4	0.002	0.027	99.980			
5	0.001	0.014	99.994			
6	0.000	0.006	100.000			

表 4.5 主成分矩阵

	成分
	1
国内生产总值(亿元)	0.999
全国公共财政支出(亿元)	0.996
居民消费水平(元)	0.998
城镇单位就业人员平均工资(元)	0.999
M1(亿元)	0.997
M0(亿元)	0.996

由主成分因子分析结果,我们可以提取一个主成分 Z1,该主成分的解释效果达到了 99.533%,效果很好。其中:

$$Z1 = 0.999X1 + 0.996X2 + 0.998X3 + 0.999X4 + 0.997M1 + 0.996M0$$

因子 Z1 的解释效果达到 99.53%,因子 Z1 由 X1、X2、X3、X4、M1、M0 这六个变量

组成, M_0 、 M_1 这两个变量可以用来反映货币发行量的情况, X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 这四个变量可以用来反映总需求的状况。

根据主成分因子分析结果, 货币发行过量、总需求增加是形成我国通货膨胀的主要原因。

经济增长伴随着货币发行量的增加和总需求的增加, 而货币发行过量、总需求增加是形成我国通货膨胀的主要原因。那么, 我国的经济增长同我国的通货膨胀有什么关系呢? 对于这一问题, 本章第四节将做具体的讨论。

第三节 通货膨胀与经济增长之间的关系

通货膨胀与经济增长的关系问题包括两个方面: 一是经济增长过程是否必然会带来通货膨胀; 二是通货膨胀(或者是“适度”的通货膨胀)是否有利于一国的经济增长。对于这两个问题尤其是第二个问题的回答是经济学界长期以来悬而未决的问题, 也是我们治理通货膨胀应该首先解决的问题。

一、经济增长过程中的通货膨胀

改革开放以来, 我国的经济增长很快, 居民的生活水平也有显著的提高, 但是在经济增长的过程中, 始终伴随着通货膨胀的发生, 有的年份甚至还发生了严重的通货膨胀, 给经济的发展和社会的稳定带来了一些不利的影响。于是, 我们自然就会提出: 经济增长过程中是否必然会带来通货膨胀? 或者问: 追求经济增长的同时能否避免通货膨胀的发生?

从理论上讲, 只要货币的供给量与经济增长相适应, 货币的供求总量和结构均衡, 就不会发生通货膨胀。即使货币供给量稍大于需求量, 只要不是持续的货币供给超量, 由于货币供给弹性的缓冲作用, 物价就不会上涨, 或者只是轻微的波动。另外, 货币供给量还可以通过计划调节和中央银行货币政策的干预, 使之与货币需求相适应, 所以说, 追求经济增长并不必然会带来通货膨胀, 理论上存在着无通货膨胀的经济增长。

实际上, 完全没有通货膨胀的经济增长是很少见的, 在不同的国家以及同一国家的不同经济发展阶段, 通货膨胀与经济增长的关系各不相同, 表现为: 高通货膨胀与低增长、高增长与低通货膨胀、稳定的经济增长与稳定的通货膨胀等。

一般说来, 发达国家的市场运行机制较为健全, 金融控制能力较强, 如果不是主动推行通货膨胀政策, 经济增长过程中出现通货膨胀的概率是较低的, 也是比较稳定的。发展中国家由于生产力水平较低, 经济发展不平衡; 生产结构和市场结构存在缺陷, 尤其是处于经济体制改革过程中的发展中国家, 发生通货膨胀是很难避免的, 有的还很严重。

具体看我国的情况, 改革开放前我国的经济是集中统一的计划经济, 经济增长率不高, 物价受到管制, 除个别年份外, 物价指数上涨幅度很小, 有几年还有所下降。但是票

证供应、计划分配、商品短缺现象始终是存在的,这说明隐性的通货膨胀仍伴随着经济增长而存在。改革开放以来,随着价格体制的改革和体制的转轨,原有体制下受抑制的通货膨胀得到释放。同时,伴随着经济的高速增长,也存在着结构失衡、经济短缺、货币超量供应、经济过热的现象,通货膨胀也越来越严重(如表 4.6 所示)。

表 4.6 我国 1980~2014 年经济增长与通货膨胀之间的关系

年份	商品零售价格指数 (1978 年=100)	国内生产总值指数 (1978 年=100)	累计通货膨胀率 (%)	当年通货膨胀率 (%)	当年经济增长率 (%)
1980	108.1	116.01	8.1	6	7.6
1981	110.7	122.09	10.7	2.4	5.2
1982	112.8	133.15	12.8	1.9	9.1
1983	114.5	147.6	14.5	1.5	10.9
1984	117.7	170	17.7	2.8	15.2
1985	128.1	192.89	28.1	8.8	13.5
1986	135.8	209.95	35.8	6.0	8.8
1987	145.7	234.27	45.7	7.3	11.6
1988	172.7	260.7	72.7	18.5	11.3
1989	203.4	271.29	103.4	17.8	4.1
1990	207.7	281.71	107.7	2.1	3.8
1991	213.7	307.57	113.7	2.9	9.2
1992	225.2	351.37	125.2	5.4	14.2
1993	254.9	400.43	154.9	13.2	14.0
1994	310.2	452.81	210.2	21.7	13.1
1995	356.1	502.28	256.1	14.8	10.9
1996	377.8	552.55	277.8	6.1	10.0
1997	380.8	603.92	280.8	0.8	9.3
1998	370.9	651.23	270.9	-2.6	7.8
1999	359.8	700.85	259.8	-3.0	7.6
2000	354.4	759.95	254.4	-1.5	8.4
2001	351.6	823.02	251.6	-0.8	8.3
2002	347	897.77	247	-1.3	9.1
2003	353.2	987.78	253.2	1.8	10.0
2004	356.4	1 087.39	256.4	0.9	10.1
2005	359.3	1 210.38	259.3	0.8	11.3
2006	362.9	1 363.81	262.9	1.0	12.7

续 表

年份	商品零售价格指数 (1978 年=100)	国内生产总值指数 (1978 年=100)	累计通货膨胀率 (%)	当年通货膨胀率 (%)	当年经济增长率 (%)
2007	376.7	1 556.96	276.7	3.8	14.2
2008	398.9	1 706.97	298.9	5.9	9.6
2009	394.1	1 864.25	294.1	-1.2	9.2
2010	406.3	2 059.01	306.3	3.1	10.4
2011	426.2	2 250.5	326.2	4.9	9.3
2012	434.7	2 422.72	334.7	2.0	7.7
2013	440.8	2 608.57	340.8	1.4	7.7
2014	445.2	2 825.4	345.2	1.0	8.3

用 P 代表社会商品零售物价指数, $GINDEX$ 代表 GDP 指数, 用表 4.6 数据中的 $GINDEX$ 对 P 作回归分析, 回归分析结果如下:

$$P = 187.074 + 0.118GINDEX$$

$R^2 = 0.809$, 拟合度较好, 相关系数高, F 检验、 T 检验均获通过。这说明在我国经济发展和体制转轨过程中, 通货膨胀始终是存在的, 难以避免, 我们要发展经济, 就必须容忍一定程度的物价上涨, 但是, 只要我们将国内生产总值保持在合理的增长速度基础上, 就可以力争将通货膨胀控制在最低限度, 以免引起恶性通货膨胀, 阻碍经济发展。

二、通货膨胀对经济增长的影响

通货膨胀是促进经济增长还是抑制经济增长, 是宏观经济政策所面临的重大课题, 也是我国近年来理论界争论颇为激烈的问题。

第二次世界大战后, 随着凯恩斯主义的流行, 通过推行扩张性的财政政策和货币政策来刺激社会总需求和促进经济增长的经济政策主张, 为许多西方国家的政策所青睐, 也给这些国家带来一段时期的繁荣, 但是到了 20 世纪 60 年代后期, 这些国家又相继发生了经济停滞和通货膨胀并存的经济现象——滞胀。而在一些发展中国家(如拉美国家), 通货膨胀不仅伴随着经济增长而存在, 而且急剧上升, 几乎发展到了无法收拾的局面, 在很大程度上抑制了经济的快速增长, 但却没有出现滞胀的局面。

在我国, 20 世纪 80 年代以来, 随着改革过程中通货膨胀问题的凸显, 通货膨胀与经济增长的关系问题也已成为各方面所关注的焦点。

研究这一问题的经济政策意义在于政府是否可以用通货膨胀作为促进经济增长的手段。在西方经济学界, 对这一问题的看法主要有三种观点: “促进论”、“促退论”和“中性论”。在社会主义国家, 近年来又出现了一种新的观点, 认为通货膨胀和经济增长之间有一种不稳定的关系。

事实上,“促进论”、“促退论”和“中性论”只是在一定的假设前提下来强调问题的一个方面,而忽视了一旦假设的条件发生变化,问题的另一方面就会出现。“不稳定关系论”就是认为这几种观点既具有一定的道理,又存在各自的片面性,通货膨胀在不同的经济环境和经济条件下,会产生不同的经济效应。就我国的情况而言,通货膨胀对经济增长的影响既不能笼统地说是“促进”还是“促退”,也不能用“不稳定关系论”来模糊我们的认识,必须对不同时期的不同情况做具体分析,以利于政策的制定和执行。

通货膨胀能使不合理的资源配置得到优化,但继续发展的结果又会使得到的优化资源配置出现恶化,经济的波动也就难以避免。但是,如果有部分商品的价格受到管制,情况又有所不同。我国的基础产业一直是瓶颈产业,其投资长期低于加工工业的投资幅度,农业投资更是偏低。政府对基础产业的价格管制较多,通货膨胀引起的价格变动使收入分配向加工工业严重倾斜。与此相适应,加工工业生产供给能力的扩张是必然的结果,加剧了经济结构失调的现象。虽然我国的价格体制改革目前已基本完成,但是基础产业既具有很高的垄断性,又具有投资长、见效慢的特点,企业和地方政府不愿加大投入,扩大供给,因而通货膨胀过程中扩张的速度失调便是在所难免了。

通货膨胀的产出效应需在社会经济生活中有闲置资源存在的情况下才能出现,而且这还必须是“温和”的通货膨胀,物价上涨必须是未被预期到的。如果是恶性通货膨胀,就会出现商业虚假繁荣、投机猖獗、实际生产下降的后果。

我国的经济是一种短缺经济,尽管也存在“滞存”资源,往往是由于不合理的产业结构带来的“瓶颈”约束所造成的,以通货膨胀来刺激生产的条件尚不具备,带来的经济增长效应是暂时的。由于宏观调控机制不健全,“温和”的通货膨胀会逐渐演变为严重的通货膨胀。

三、通货膨胀效应的实证分析

美国温德贝乐特大学的两个经济学家于1986年发表了他们关于通货膨胀和经济增长相关检验的实证分析结果。该检验包括了56个国家或地区,其中19个为工业化国家,37个为发展中国家或地区。统计检验总体上表明,通货膨胀对经济增长基本上不存在正效应。我国学者近年也做了类似的统计检验研究,所得结论也是相同的。我国曾经有学者通过对1953~1987年的物价与经济增长进行相关分析,得出二者基本上呈负相关的结论。

对我国的通货膨胀与经济增长的相关分析,要考虑到1978年以前的通货膨胀是隐性的,不能用物价指数的变动来衡量。虽然改革开放以后物价也是逐步放开的,但是用1978~1993年这段时间做时间序列分析,基本上能较好地说明问题,仍以表4.2中的数据 P 对 G 作回归分析,得出拟合度 $R^2 = 0.934$,相关度高。

$$\begin{aligned} \text{回归方程: } GINDEX &= -89.162 + 1.923P & F &= 296.67 \\ & (4.06) & & (17.22) \end{aligned}$$

T 检验、F 检验均通过,模型可以解释物价上涨对经济增长有推动作用,物价指数每增长 1 个单位,就可以引起国内生产总值指数增长 1.923 个单位,因此温和的通货膨胀对经济有促进作用;但是如果通货膨胀过高,经济状况已经恶化,再利用通货膨胀促进经济增长,就得不偿失,因为通货膨胀过高,恶化的经济状况所带来的负面效应将大于经济增长所带来的正面效应。

回归分析将问题平均化,用弹性分析可以具体看出不同时期二者之间的影响作用。

从表 4.2 可以看出,经济增长对通货膨胀的弹性在 1987 年以前较大,这是由于改革初期首先通过在农村施行联产承包责任制,提高农产品收购价格,使得农业生产增长很快,带动了经济的快速增长。之后,又通过放权让利、承包租赁等一系列激励措施,对国有企业进行了改革,增发了很多货币,使城市职工收入快速增长,也激发了国有企业内部的潜能,劳动生产率不断提高。1987~1996 年,经济增长对通货膨胀的弹性较小,通货膨胀较为严重。承包租赁容易造成经营者的短期行为,企业内部经营机制未能转换,企业经济效益逐年下降,企业之间又普遍存在收入攀比现象,加之“瓶颈”部门约束的存在,货币供给虽不断超量,经济增速却有减慢趋势。通货膨胀的不断恶化,迫使国民经济处于周期性波动状态,在这种情况下,依靠通货膨胀来推动经济增长是有害的。

综上所述,在我国改革开放初期,通过改变不合理的价格体系而带来的通货膨胀对经济的增长有一定的刺激作用。在价格体系基本理顺的情况下,通货膨胀会不利于经济的增长。

第四节 我国通货膨胀形成原因的实证分析

上一节的分析说明,从长期来讲,通货膨胀不利于我国的经济增长,严重的通货膨胀还会阻碍经济的发展。因此,我们要对我国通货膨胀形成的具体成因,尤其是深层次原因进行分析,以便于进行针对性的治理。随着经济生活中通货膨胀现象的日趋多样化和复杂化,我们在分析通货膨胀成因时,往往罗列过多,有些只是暂时的现象,有些只是表面的原因,有些只是次要的影响。现象罗列越多,对问题的认识往往就越模糊。弗里德曼认为:承认严重的通货膨胀无论在哪里都总是一种货币现象,这还只是理解通货膨胀的原因及其治理方法的开始。更根本的问题是,为什么现代政府过于急速地增加货币的数量?为什么它们明知有潜在的危害,还是要制造通货膨胀?

我国是一个发展中的社会主义国家,兼有发展中国家和社会主义国家的经济特征。历史的经验已经证明:发展中国家在经济发展过程中,往往会由于发展不平衡而产生结构型的通货膨胀;社会主义国家在实行经济体制改革过程中,往往会由于双轨摩擦而产生体制型的通货膨胀。我国经济增长过程中始终伴随着通货膨胀的深层次原因,表现

为以下两个方面:(1)政策性因素。主观上,宏观政策片面追求速度型的发展模式;客观上,宏观经济政策缺乏稳定的管理目标。具体表现为受“适度通货膨胀有益论”及“通货膨胀是经济增长必须付出的代价”的影响。一方面,政府决策部门为了刺激经济发展,扩大就业,在有些年份,有意搞适度通货膨胀;另一方面,由于片面追求高速度,造成投资膨胀、经济发展比例失调,导致需求膨胀。由于缺乏稳定的宏观经济管理目标,以至于经济过热或过冷,出现周期性的经济波动。(2)体制性因素。首先是资金预算约束、投资主体多元化、金融市场不完善、利率体系僵化,造成信贷规模失控;其次是国有企业产权不明晰,导致企业效率低下、负债率高、亏损面大,拉大供求缺口;最近是宏观调控乏力,收入攀比严重。

一、总需求增加形成通货膨胀的实证分析

(一) 消费需求与通货膨胀

在总需求中,消费需求是一个重要的组成部分。消费需求膨胀,一是指消费增长速度超过国民收入的增长速度;二是指社会可用于消费的货币支付能力超过了社会所能供给的消费品和劳务总量。

1978年以前,由于我国实行严格的工资管理,总需求的膨胀基本上是投资膨胀。1978年以后,随着所有制的多元化、工资体制的改革、企业分配权利的扩大,居民的货币收入伴随着经济的高速增长有了较快的增长,形成了巨大的消费能力。1988年全国国民收入按当年价格计算达到11 533亿元,比1983年增长1.44倍,平均每年增长19.5%。而同期居民货币收入增长更快,1988年全国城乡居民货币收入达到8 812亿元,比1983年增长1.8倍,平均每年增长22.7%,明显快于国民收入的增长速度,居民收入显著提高,因此居民的消费能力大大增强,消费需求旺盛,这样就导致了1988年的通货膨胀率高达18.5%。

消费是收入的函数,收入的增长必然会带来消费的正常增长,尤其是,国民收入中居民收入的份额越大,消费增长的速度就可能越快,这样就可能引起消费膨胀。

1989年以前,我国消费增长速度很快,消费膨胀主要原因是经济政策上倾向于改变过去那种高积累、低消费所造成的轻工业和重工业比例失调的局面,试图通过刺激居民消费需求带动消费品工业的繁荣,从而促进经济的全面增长,其实质就是自觉或不自觉地运用了凯恩斯学派的经济思想:通过刺激有效需求来增加供给,因而导致了消费膨胀,也是对不平衡的产业结构的及时调整。只是由于过分追求经济增长速度,重视眼前利益,忽视了对经济发展的宏观调控,或者说没有一个明确的宏观经济管理目标,使得产业结构由原来的轻工业过轻、重工业过重逐渐变为轻工业发展过重,重工业反而落后于轻工业的发展需求。

在居民“彩电热”、“冰箱热”等需求的刺激下,形成了一个投资热,消费膨胀又带动投资膨胀,从而出现总需求膨胀。

然而,进入 90 年代以后,我国居民消费行为发生了变化,不同收入阶层收入差距拉大,形成了多层次的需求格局。但是由于居民收入的过快增长加上通货膨胀的惯性作用,消费品的价格依然不断上涨,只是消费需求扩张不再是通货膨胀的重要原因。这时的通货膨胀很大程度上要归结于“房地产投资过热”,引起新一轮的投资膨胀,经济再一次升温直至过热。

从以上分析我们可以看出,造成我国 20 世纪 80 年代消费膨胀的主要原因是政策上的过分诱导和宏观经济的管理失控,以至于货币发行量过度,居民收入增长过快,导致消费需求过旺。

尽管 90 年代的通货膨胀并不主要是由消费膨胀造成的,但是,正是由于 80 年代的消费扩张带来了更进一步的投资扩张,而投资扩张又会刺激消费膨胀。

为了更进一步看出消费膨胀和通货膨胀之间的数量关系,现选用 1978~1999 年有关消费水平变化的数据,对物价指数做多元逐步回归分析。

现用 P 代表社会零售商品物价指数, GXF 代表国内生产总值的最终消费额, $XFBZ$ 代表最终消费额占国内生产总值的比重, $GXFZZSD$ 代表最终消费额的增长速度, $XFSP$ 代表居民消费水平, $XFSPZZSD$ 代表居民消费水平的增长速度。

由逐步回归结果可以得到三个回归方程:

$$P = 142.241 + 0.08171XFSP \quad R^2 = 0.937$$

$$P = 737.048 + 0.06516XFSP - 9.396GXFZZSD \quad R^2 = 0.976$$

$$P = 653.082 + 0.393XFSP - 8.542GXFZZSD - 0.02038GXF \quad R^2 = 0.99$$

上述三个方程的拟合度都很好,相关性高,比较而言,从实际意义来说第一个方程能更好地解释消费与社会商品零售物价指数之间的关系,居民的消费水平直接决定社会的消费需求的大小,因此居民消费水平能较好地解释消费对物价的影响。

从 2003 年开始,随着我国刺激和培育需求政策的实施和稳健性货币政策作用的发挥,我国价格水平出现了一定程度的提高,这其中既有货币供给适度扩张的名义因素促动,也有消费需求增加所产生的实际因素拉动。2008 年以来,受美国次级债危机的影响,各发达国家积极实行低利率和“量化宽松”的货币政策,虽然暂时缓解了市场对流动性的担忧,但却增大了未来通货膨胀预期形成的可能性。在此背景下,2007 年我国经济增长率高达 13%,当年的 CPI 仅为 4.8%,2008 年经济增长率掉头向下跌至 9%,我国连续出台了宽松的货币政策,大量货币涌入市场,投资需求膨胀,致使 CPI 上升至 5.9%,随后国家出台了一系列的货币紧缩政策,但 2010 年的 CPI 却高居不下,可见,此轮通货膨胀将对我国今后一段时间内宏观经济稳定产生复杂而深刻影响。

(二) 投资需求与通货膨胀

设 E 为一定时期内全社会在国民收入的分配过程中得到的货币总收入, S 代表货

币总收入中的储蓄额, I 代表净投资额, Q 代表国民收入产品总量, 则物价水平方程式可表示为:

$$P = \frac{(E - S + I)}{Q} = E/Q + \frac{(I - S)}{Q}$$

在货币总收入 E 和国民收入产品既定时, 一般物价水平的高低就直接取决于投资和储蓄缺口的数值。当投资超过了国民收入中可供投资的资金时, 投资储蓄缺口为正值 ($I > S$), 社会经济生活中将产生通货膨胀压力, 物价水平将趋于上升。

投资作为总需求的一个组成部分, 投资膨胀首先会直接引起社会总需求膨胀, 使得生产资料的可供量及建筑施工能力处于短缺和紧张状态, 从而导致它们的价格水平上升。其次, 投资中的一部分货币在项目建设过程中, 会转化为投资品生产部门、建筑部门和设备安装部门的货币收入。在投资膨胀的情况下, 这部分货币就会通过居民的消费支出来拉动消费需求的膨胀。利用 1981 年全国投入产出模型测算, 每增加 100 亿元固定资产投资, 将引起消费需求增加 41 亿元; 根据 1987 年全国投入产出模型测算, 增加 100 亿元固定资产投资引起消费需求增加 42 亿元。另外, 投资膨胀往往会导致投资结构倾斜问题, 或使均衡的产业结构比例关系遭到破坏, 或使原有的不均衡现象更为严重, 引起结构性的物价上涨。

投资中对通货膨胀影响最大的是固定资产投资, 下面就以固定资产投资作为分析的对象。

1. 投资与通胀关系的实证分析

表 4.7 国有单位固定资产投资增长及零售物价指数对它的弹性

年份	投资增长(%)	弹性	年份	投资增长(%)	弹性
1979	4.6	0.43	1990	15.1	0.14
1980	6.7	0.89	1991	24.3	0.12
1981	-10.5	-0.23	1992	45.4	0.12
1982	26.6	0.07	1993	45.2	0.29
1983	12.6	0.07	1994	30.4	-0.38
1984	24.5	0.11	1995	17.5	1.07
1985	41.8	0.21	1996	14.5	4.44
1986	17.7	0.34	1997	8.8	1.32
1987	16.1	0.45	1998	13.9	-0.91
1988	20.2	0.92	1999	5.1	0.07
1989	-8.2	-2.2	2000	10.3	0.39

表 4.7 列出了 1979~2000 年国有单位固定资产投资增长速度以及社会商品零售物价指数对它的弹性。各年的弹性数值相差较大,最大的年份是 1996 年,投资每增长 1%,拉动零售物价指数上升 4.44%,这是因为 1993 年到 1995 年盲目的社会投资引起的较高通货膨胀延续到 1996 年,而 1996 年国家又实行紧缩性的财政货币政策,大幅度地减少全社会的固定资产投资额,因此 1996 年投资拉动通货膨胀上升的效果较为明显。最低的年份为 1989 年,为-2.2%,这是因为 1989 年比 1988 年的全社会投资额不仅有大幅度的减少,而且出现负增长,增长率为-8.2%。平均看来,投资每增长 1%,拉动零售物价指数上升 0.35%。

由于投资对物价的影响往往是滞后的,因而上述的弹性分析还不能很恰当地说明问题,利用表 4.1 和表 4.2 的投资额数据和零售物价指数数据做回归分析可以得出以下结果:

$$P = 152.005 + 0.008854SLTZE$$

$R = 0.91$ 、 $F = 69.8$, 检验统计量均获通过,而且拟合度好,相关系数高。

该方程是以前一期的投资额(SLTZE)对本期的零售物价指数(P)做回归分析得出的,这是考虑到投资的滞后影响。

我国经济经常出现周期性波动,投资的增长也表现出很大的不稳定性。在通货膨胀严重时,投资受到控制,而在物价涨幅较小时,投资往往又加快,很难直接看出二者之间的相关关系。如果做一下具体分析,还是能看出投资对物价的滞后影响。从表 4.3 可以看出,1984~1988 年投资增幅较大,导致 1985~1989 年物价上涨加快,而 1989 年投资得到控制,以至于 1990 年、1991 年物价只有轻微上涨,但到 1992 年、1993 年投资又陡升,使得 1993 年、1994 年物价猛涨。

2. 我国投资扩张导致通货膨胀的根本原因

以上实证的结果说明投资对通胀有着明显的滞后影响。就某一年而论,当年的投资扩张往往不能形成当年的有效供给,必然引起需求增加,带动后期物价上升。但是,某一年的物价升降应该受到前几年投资规模的累积影响,既有上一年投资对需求的拉动作用,又有前几年投资形成当年的有效供给,二者综合的结果,不一定就导致供求失衡,物价上涨。而我国的投资扩张对物价上涨确有很大影响。

首先从需求方面来分析,由于投资增长速度过快,超过了原材料、能源、交通运输的有效供给,投资需求膨胀往往成为经济中需求膨胀的主要因素。投资膨胀同时也带动了消费需求的不断增长,使得总需求的压力不断加大。

其次,从供给方面来分析,我国的投资扩张很难形成预期的有效供给,这就是企业效率陷阱。

企业效率是指企业产出与投入的比率,当此比率小于 1 时,产出增量小于投入增量,企业就成了国民经济的净消耗者,只投入而没有产出,企业必然亏损。

企业效率陷阱对于通货膨胀的形成具有关键性的作用。企业的货币投入不断增

加,促使需求不断扩大,而与此同时,每单位货币的产出却越来越少,供求矛盾不断尖锐,其结果便是价格水平的不断上涨,货币持续贬值。

多年来,我国生产要素投入的边际产出不断下降,大量的要素投入被成千上万个低效率企业所形成的巨大的经济黑洞吞噬,形成了积重难返的企业效率陷阱,主要表现为劳动生产率下降,物耗率上升,产品成本不断增加,资金利润率和资金利税率逐年下降,企业亏损面增大。

3. 产生投资不断扩张的主要因素

我国国有单位固定资产投资总额 1978 年为 668.7 亿元,1988 年为 2 762.76 亿元,为 1978 年的 4 倍多。进入 90 年代,投资需求更加旺盛,1993 年投资总额为 7 657.97 亿元,是 1978 年的 11 倍多,年平均增长率为 17.65%。1994 年固定资产投资规模高速增长势头虽得到初步控制,但增幅仍偏高。造成我国投资规模不断膨胀的主要原因有以下几个方面:

第一,为了实现“赶超”战略,政府决策部门有着强烈的投资冲动。投资规模扩大,有利于增加就业,推动经济增长,在加速工业化进程中无疑起着相当重要的作用。但是投资的增长必须是合理的、适度的增长,要与整个国民经济发展相适应。投资还必须是讲质量、讲效益的投资,重复投资、盲目引进最终会对经济增长产生副作用。

第二,一切经济组织和地方政府都有巨大的投资热情,即所谓“投资饥饿症”。在现行投资体制下,各级政府为局部和眼前利益,不断投资新项目,合资办厂、集资办厂到处盛行,而不注重技术引进和内涵改造。国有企业因产权不明晰,经营机制难以转换,企业即使负盈不负亏,也有很大的投资积极性,因为投资效益留给了企业,投资风险留给了国家。

综上所述,投资膨胀一直是我国通货膨胀的主要原因,而要治理通货膨胀,就必须要从以上所谈的几个方面进行综合治理。

二、宏观经济结构变动形成通货膨胀的实证分析

前面从总量均衡的角度具体分析了消费需求膨胀和投资需求膨胀,只有通过物价上涨的形式,抑制一部分过量需求,才能达到货物市场的均衡,并探明了造成需求膨胀和投资膨胀的深层原因。下面进一步分析追求经济的高速增长而不注重宏观调控,还会造成经济发展的比例失调。从结构上影响货物市场的均衡,并通过结构性的物价上涨带动整个经济的通货膨胀,即结构性通货膨胀。结构性通货膨胀是指由于社会经济结构方面的因素引起的物价水平在一定时期内的持续上涨。

20 世纪 50 年代至 60 年代中期,一些拉美国家先后爆发了剧烈的通货膨胀,针对该地区的特殊性,联合国拉丁美洲经济委员会和该地区的一些著名经济学家提出了自己独到的见解,强调结构性因素是拉美国家通货膨胀的症结所在。该地区的一

些典型经济特点是:对外贸易在国内生产总值中占有一定比重,以初级产品为主的出口受外部经济环境的变化影响较大,常常因此造成出口收入的不稳定;土地闲置现象严重,农产品供应受到一定的制约;经济自立人口中非熟练劳动力占相当比重,农村缺少就业机会,剩余劳动力难以流入生产部门;资本市场处于不完全竞争之中,生产企业的供应缺乏弹性;各类产品的需求收入弹性差异较大;人口增长速度较快,居民的经济欲望随经济增长而迅速增长;发达国家的高消费产生较大的示范效应,造成消费偏好的迅速变化。在这种经济条件下产生的通货膨胀,同经济结构有着难以分隔的密切联系,但这里的结构性因素已不完全是舒尔茨所指出的造成结构性通货膨胀的三个主要因素,它更多的是指经济内部的比例构成,经济发展的产业导向。主要也有三个方面:拉美工业的迅速发展,而基础设施发展滞后,形成“瓶颈”;城市化发展很快,食品供应相对不足,农产品价格对需求变化非常敏感;工业化进程对外依存度高,进口替代工业的迅速发展依赖于出口产品的快速增长,对外贸易失衡造成国际收支不平衡。

我国是一个发展中国家,追求经济的高速增长是全民所需,形势所迫,因而才会有“每隔几年,经济上一个新台阶”,“稳定是前提,发展是硬道理”。十年“文革”,使我国的经济远远落后于西方发达国家,赶超世界先进水平就成了我们的战略目标。但是,由于过分追求高速度,宏观经济就会失控,发展比例失调,导致经济结构不均衡,出现结构性的通货膨胀。比较明显的就是基础工业发展落后,加工工业发展超前,基础设施、能源、原材料成为工业发展的“瓶颈”部门。在推进工业化进程的同时,忽视农业的投入,或者是人为地牺牲农业来加速工业发展,使工农业结构严重失衡。

当农业和基础工业成为经济发展的瓶颈部门时,在经济过热的情况下,就必然要通过这些部门的物价上涨,来压制总需求。一旦这些基础部门的物价上涨,其他生产部门的成本就会提高,带动全面的物价攀升,也就出现了由结构性的短缺所引起的成本推动型的通货膨胀。

1978年,改革开放一开始国家就注意到产业结构的非均衡性发展问题,决定对国民经济进行调整,改变30年来长期重工业过重、轻工业过轻、农业严重滞后的状况。但是现在不得不承认,我们仍没能从产业结构失衡的“陷阱”中跳出来。这里主要就农业的问题做一下实证分析。

1953~1978年,我国农业年均增长速度只有3.2%,同工业增长速度之比为1:3.5,改革开放之后的前6年,农业得到了前所未有的发展,年均增长速度达到8.5%,与工业增长速度之比为1:1.25,长时期工农业比例关系不合理的状况得到了一定程度的改善。1985年却出现了农业的全面滑坡,农业增长速度在上年12.3%的基础上急剧下降到3.4%。此后,农业便一直呈迟滞不前的颓势,连续地低速增长,一直落后于工业的增长速度(见表4.8)。

表 4.8 1981~1999 年我国工农业发展速度比较

年份	工业(比上年 增长%)	农业(比上年 增长%)	农业/工业	年份	工业(比上年 增长%)	农业(比上年 增长%)	农业/工业
1981	4.3	5.8	1.35	1991	14.8	3.7	0.25
1982	7.8	11.3	1.45	1992	27.5	6.4	0.23
1983	11.2	7.8	0.70	1993	29.0	7.8	0.27
1984	16.3	12.3	0.75	1994	36.2	37.4	1.03
1985	21.4	3.4	0.16	1995	27.6	26.8	0.97
1986	11.7	3.4	0.29	1996	17.8	15.4	0.87
1987	17.7	5.6	0.33	1997	10.7	2.7	0.25
1988	20.8	3.9	0.19	1998	3.9	2.7	0.69
1989	8.5	3.1	0.36	1999	4.5	1.0	-0.22
1990	7.8	7.6	0.97				

农业发展相对滞后的原因是什么?从总体上来讲,是因为国家对农业重视不够,在加快工业发展的同时,忽视了农业的基础地位,使工农业的比例关系严重失调。究其原因,则是追求高速度使产业结构失调,宏观经济失控造成的。如果要分析其具体原因,除了耕地面积减少过快、农业生产技术落后、国家投入严重不足、农业生态环境不断恶化以外,还有一个重要的原因,那就是农产品价格偏低,农业生产资料价格又相对偏高,种田的成本过大,农民的收入增长缓慢,严重影响了农民增加投入的积极性。

我国农产品价格为什么偏低?这是由于国家仍在利用工农产品价格的“剪刀差”,以农补工,对农产品价格实行管制或以财政补贴形式进行政策干预。与此同时,我国的通货膨胀率一直居高不下,但工业产品价格是有弹性的,可以向消费者转嫁,而农产品的价格是刚性的,受管制的,这样,工农产品的比价就会越来越不合理,损伤农民种田积极性。国家对农产品收购价格的调整,一方面是迫于通货膨胀的压力而不得不进行提价,以维护农民的比较利益;另一方面也反映出,由于农产品的短缺而不得不提价,以抑制一部分过量需求。

然而,当农产品的收购价格进行调整之后,往往又会带动食品和其他产品价格的轮番上涨,出现新一轮通货膨胀,使农民获得的实际收益大打折扣。1994年的物价涨幅很高,有人做出分析,在涨价商品构成中食品涨价比重较大,1~8月份食品价格上涨对全社会物价上涨的“贡献”约为70%。据此分析,1994年物价上涨的主要原因似乎应归咎于农产品价格的上涨。

农产品价格上涨和通货膨胀存在着明显的互相推动关系。就1994年来说,迫于物价总水平在高价位上持续上涨的压力,国家对于粮食这种特殊商品,只能采取调价措施。6月10日,主要粮食收购价格平均上调达40%,随后,由于粮食收购价格的提高,

其他商品也相继涨价,引起新一轮的物价上涨。因此要分析农产品价格变动和零售物价指数的上涨之间的影响程度,不能仅从一个年度看,因为它们之间的相互影响是一个连续的过程,构成了一条因果链,如果硬是从一个较短的时间段来说明 A 对 B 或 B 对 A 的影响程度有多大,恐怕难以解释清楚。下面选用 1978 年至 1999 年为时间序列,用回归模型来分析农产品收购价格与通货膨胀之间的关系。

表 4.9 1978~1999 年农产品收购价格总指数

年份	零售物价指数	农产品收购价格指数	年份	零售物价指数	农产品收购价格指数
1978	100.0	100.0	1989	203.3	274.0
1979	102.0	122.1	1990	207.6	273.9
1980	108.1	130.8	1991	213.6	268.4
1981	110.7	138.5	1992	225.2	277.6
1982	112.8	141.5	1993	254.9	314.7
1983	114.5	147.8	1994	310.2	440.3
1984	117.7	153.7	1995	356.1	527.9
1985	128.1	166.9	1996	377.8	550.1
1986	135.8	177.6	1997	380.8	525.3
1987	145.7	198.9	1998	370.9	483.3
1988	172.6	244.6	1999	359.8	424.3
1989	203.4	281.2			

用 P 代表社会商品零售物价指数, A 代表农产品收购价格指数。

经过计算得出:

$$P = 18.333 + 0.691A$$

$R^2 = 0.976$ 拟合度好, T 检验、F 检验也全部通过。

从上述方程可以看出,本年的农产品收购价的提高会推动本年的物价上涨。其影响度为 0.691。

我国是一个农业大国,农业的稳定也就关系到整个社会经济的稳定。在向工业化推进的过程中,农业依然是国民经济的基础,只有农业得到快速的增长,才能保证工业的稳定发展,整个国民经济才能步入健康稳定的轨道。因而,在注重经济增长的同时,要及时进行工农产品比例的调整,以保护农民的利益,调动农民的生产积极性。如果不对农产品价格进行调整,就会造成“谷贱伤农”,拖国民经济的后腿。从长期来讲,这不仅有害于经济的发展,也不利于治理通货膨胀。市场经济环境下,不能再依靠工农产品价格“剪刀差”来降低工业的生产成本,因为各经济单位都是独立的经济实体,有自己独立的经济利益,要在市场经济的份额中取得自己的平均利润,依靠牺牲一个部门来

换取另一个部门的发展,是维持不了多久的。因而,只有理顺工农产品的比价关系、工农关系,经济才能稳定发展,改革才能向纵深推进。

最后必须指出的是,对外贸易的发展往往对物价上涨的影响也很大,发展中国家在经济发展的过程中,出口产品多属初级产品、基础产品,为国内必需品,而进口产品多属机器设备原材料等,在投入生产时会带动对其他产品的需求,因此,对外贸易的扩张,很可能会拉大供求之间的差距,推动物价上涨。这种情况有赖于贸易结构的改善和贸易量的平衡,这里不多叙。

三、货币发行过量形成通货膨胀的实证分析

通货膨胀的一种最明显的表现就是货币的持续贬值,这个贬值过程一般来说是由于货币供给量过多,超过了当期社会对货币需求量引起的。货币的超量供给可分为绝对超量和相对超量两种,相对超量是指货币的供给量相对稳定的情况下,商品的供给量减少(比如出口增加、生产规模缩小、生产效率下降),使得货币供给量大于货币需求量;绝对超量是指在商品生产稳定的情况下,货币供给量增长很快,超过了社会对货币的需求量。这里将要讨论的货币市场上货币供求失衡,主要指的是货币供给的绝对超量。

(一) 几个基本概念和基本认识

1. 货币需求

所谓货币需求量,指的是为适应国民经济生产和商品流通所需要投入的货币数量。凯恩斯将货币需求的动机概括为交易性动机、预防性动机和投机性动机,后两种合起来也可称为货币的投资需求。

货币需求还可以划分为货币需求的必要量和货币需求的实际需要量或社会对货币的需求总量。货币需求必要量就是执行流通手段的货币需求量与执行支付手段的货币需求量之和;货币需求的总量是货币需求必要量与执行贮藏手段的货币需求量之和。因此,社会对货币的需求总量应包括社会对货币的交易性需求和社会对货币的贮藏性需求。

2. 货币供给量

所谓货币供给量,就是指被财政部门、各个企业经营单位、家庭和个人所持有的、由银行体系所供给的债务总量。其中,现金是人民银行的债务量,存款是专业银行的债务量。

合理的货币供给量是指银行通过贷款实际投放的货币量符合社会对货币的需求总量;实际的货币供给量是指银行实际货币总量,它可能与社会对货币的需求量不一致。

货币供给量有不同层次的划分,不同国家划分方法不一样。我国目前对货币供给层次划分为三种:

M0:流通中现金;

M1: M0 + 企业单位活期存款 + 农村集体活期存款 + 机关团体存款;

M2: M1 + 企业单位定期存款 + 自筹基本建设存款 + 个人储蓄存款 + 其他存款。

3. 货币供给的内生性和外生性

所谓货币供给内生性,是认为货币供给量是一个内生变量,即是由经济体制内部各经济因素所决定的;它的变动及数量大小是一个客观的量,不为人们的意志和政策所左右。所谓货币供给外生性,即是认为货币供给量是一个外生变量,它是由经济体制外部各种非经济因素所决定的,它的数量大小可以为政策决策人所控制,以实现其政策目标。

银行能否控制货币量,同货币供给量是内生变量还是外生变量有关。如果是外生变量,那就是说,货币供给量可以为中央银行的政策所左右,那么通货膨胀就完全可以用货币政策加以控制;如果说货币供给量是内生变量,就是说,银行在货币供给过程中,完全没有主动性和能动性,要么不会出现通货膨胀,要么有了通货膨胀,货币政策是无效的。

就我国的二元经济体制而言,片面强调货币供给量的内生性和外生性都是不正确的,货币供给量是一个既具有内生性又具有外生性的变量。首先,货币供给量具有内生性,是因为经济体制内部决定了银行必须向社会提供一定的货币量,以满足社会需求,这个货币量可能是合理的,也可能是不合理的。如果是合理的,说明经济运行处于正常状态;如果是不合理的,且大于正常需求量,说明社会经济处于病态运行,出现了通货膨胀,这是由经济体制不完善或经济结构不协调决定的。其次,货币供给量又具有外生性,这是因为银行可以主动地多发货币,扩大货币供给量,以实现其既定的政策目标,这时的货币供给量也是不合理的,经济中也会出现通货膨胀,这是由宏观经济政策所决定的。

货币供给量的内生性:

$$M = KPY + L(Y)$$

前后两期比较,如果 P 不变,说明 M 是合理的,如果 P 上升,说明有通货膨胀, M 是不合理的。

货币供给量的外生性:

$$P = (M - L(Y))/KY$$

或者

$$\Delta P/P = \Delta M/M - \Delta Y/Y$$

如果 $\Delta M/M - \Delta Y/Y > 0$, 即 $\Delta P > 0$, M 的超量部分是外生的,由银行决定的,它会引起物价上涨。

这就是说,通货膨胀本身既可以是内生的,也可以是外生的。如果是外生的,完全可以用货币政策来治理;如果是内生的,那就依靠财政政策和经济体制的改革和深化来解决,多发的货币可以称为体制性货币,此时货币政策很难奏效,主要是没有长期效用。

如果通货膨胀既有一部分是内生的,又有一部分是外生的,那么就要多管齐下,综合治理。

4. 货币供给的弹性

货币供给可以在一定条件下超过货币需求而不致引起物价波动和延缓经济增长,这一现象被称为“货币供给弹性”。货币供给弹性也就是价格对货币量的弹性和经济增长对货币量的弹性。

在货币供给超过货币需求的初期,由于货币供给弹性的缓冲作用物价上涨速度慢于货币供给量的增长速度,表现为轻微的价格波动和经济波动,但是到了后期,货币供给量的持续大量增长,使货币供给弹性的缓冲作用逐渐趋小直至消失,货币量偏多诱发物价上涨幅度明显加快,经济生活受到影响,进入通货膨胀时期。

(二) 货币需求量测算模型

货币需求量的测算常见的有以下几种:

1. 费雪交易方程式

$$MN = PT \text{ 或 } M = PT/V$$

其中, M 为货币量; V 为特定时间内货币周转或流通速度; P 为一般物价水平; T 为实际的商品交易量,可以用充分就业的总生产量 Q 代替,即 $M = \frac{PQ}{V}$ 。

剑桥方程式为:

$$M = KPQ$$

其中, K 是一个常数, $K = 1/V$, Q 为国民产出量。

上述两个方程基本上是统一的,所反映的货币需求量实际上是交易性需求量,也就是货币需求的必要量,它对应于上文定义的 M_1 :

2. 凯恩斯的流动性偏好的模式

$$M = KPY + L(r)$$

凯恩斯认为货币需求的三种动机可以合并为交易性动机和投资性动机。那么 KPY 反映的就是交易性需求, $L(r)$ 是投资性需求,是利率 r 的函数,且 $dL(r)/dr < 0$ 。

该方程所反映的货币需求量就是社会对货币的需求总量,应包括对流通性货币的需求和贮藏性货币的需求。

(三) 货币供给模型

1. 比例控制模型

$$\Delta M = K \cdot \Delta G$$

即货币供给增长与经济增长成一定比例,其中 ΔM 代表货币供给增长率, ΔG 代表经济增长, K 为常数。此模式较为简单, K 可根据历史数据求得。

2. 倍数原理模型

$$M = CH$$

其中, M 为货币供给量; H 为基础货币; C 为货币乘数。

此模式的关键是计算货币乘数 C 。我国的货币乘数数值的计算做法不一, 按照西方经济学理论, 有公式:

$$C = \frac{(1 + Cu)}{(r + Cu)}$$

其中, Cu 为现金占存款比率; r 为存款准备金率。

至于我国的实际货币乘数有多大, 需要不断地进行经验积累和总结。

如果我们事先预测到货币需求量为 M , 则由方程 $M = CH$ 得 $H = MC$, 即可测算出中央银行应投放多少基础货币。至于方程 $\Delta M = K\Delta G$, 主要是源于公式: $M = PQ/V$, 推导如下: 假定 P 、 V 是常数, 则 $M = KQ$, $\Delta M = K\Delta Q$, ΔQ 可以理解为经济增长。或者有 $\Delta M/M = \Delta Q/Q$, 即货币增长率与经济增长率同步, 可维持物价的稳定。如果考虑到我国存在着经济货币化的现象, 那么货币流通速度有递减的趋势, 货币增长率可以稍快于经济增长率(但是在严重通货膨胀的时期, 货币流通速度会加快)。

(四) 货币供求失衡与通货膨胀的形成的实证分析

货币的供求失衡通常表现为供大于求, 在任何一个国家的任何一种经济体制中, 这种现象都是经常发生的, 只是供求失衡的程度不一样, 持续的时间长短不相同。

尽管理论上有货币需求测算模型, 但实际的货币需求量受许多复杂因素的影响, 包括经济制度、文化传统等环境因素的影响, 因而, 要准确地测算货币需求量是很困难的, 那么, 货币的超量供给也就很难避免了。

根据公式:

$$MV = PQ$$

得:

$$P = V \times M/Q$$

取对数并微分得:

$$\Delta P/P = \Delta M/M - \Delta Q/Q \quad (\text{假定 } V \text{ 为常数})$$

当 $\Delta M/M - \Delta Q/Q > 0$, $\Delta P/P > 0$, 即是说, 货币供给增长率超过经济增长率时, 物价上涨, 出现通货膨胀。

然而, 我们知道上述货币需求公式仅仅指的是社会对货币的必要需求量, 而不是实际需要量。现代社会对货币的需求可以分为以下三种类型: 第一类, 常规的商品劳务市场; 第二类, 金融投资市场, 货币购买主体的各种活期存款、定期存款, 该类资产的收益形式是利息收入; 第三类, 可以称为金融投机市场, 货币购买的主体是各种

证券、期货等,该类资产收入的形式除了利息、股息、红利以外,更主要的是风险利得,即价格之差。

货币支出或使用可以在这三个市场中流动,如何流动主要取决于货币在三个市场中所能带来的收益率的高低及其承担风险的大小。通常情况下,货币支出在第一类资产上并不能带来任何收益,但是,当经济生活存在通货膨胀时,货币在商品劳务上的支出就具有收益,其收益率就是通货膨胀率。如果提高第二类、第三类资产的收益率,使之超过通货膨胀率,那么第一类市场上超量的货币就会向第二类、第三类市场转移。这时我们说通货膨胀的压力是存在的。一旦第二、第三类市场的货币向第一类市场转移,就会形成现实的通货膨胀,使物价上涨,而这种情况的发生也只有在第二、第三类市场的收益率小于通货膨胀率的情况下才会出现。因此,正常的情况下,一方面由于货币供给的弹性,另一方面由于第二、第三类市场的存在,即使货币的供给量超过第一类市场的货币需求量,也不必然导致物价上涨。但是,如果货币供给量持续超量,而利率和投资收益率又很低,小于物价上涨率,那么超量的货币就会冲击第一类市场,加剧通货膨胀。

事实上,改革开放以来我国的货币供给量增长速度一直很快,超过了现实的货币需求量,而利率受到管制,证券市场的容量有限,加上回报率低,使得物价上涨很快,有的年份还发生了严重的通货膨胀。现以 1990~2000 年货币供给量对零售物价指数的数据做统计分析。

表 4.10 社会商品零售价格指数与货币发行量的相关关系

	P	M0	M1	M2
P	1			
M0	0.848 555	1		
M1	0.831 13	0.997 433	1	
M2	0.851 979	0.991 298	0.995 753	1

从表 4.10 可以看出,P 与 M0、M1、M2 之间的相关关系不算小,这说明社会商品零售价格指数与货币发行量之间存在一定的相关关系。

表 4.11 当年通货膨胀率与当年货币发行量增长速度的相关关系

	通货膨胀率	M2	列 3	列 4
通货膨胀率	1			
M2	0.863 376	1		
列 3	0.454 726	0.778 52	1	
列 4	0.322 378	0.654 144	0.941 684	1

从表 4.11 可看出,当年通货膨胀率与 M2 的增长速度呈正相关关系,相关关系较大,达到 0.86。

由此,根据表 4.11 可拟合成一元线性回归方程: $P = -14.215 + 0.813M2$, 拟合优度较好, F 检验, T 检验均能通过,当年通货膨胀率与 M2 增长速度的相关系数最大,这一现象正好与我国居民的消费习惯相符合,我国居民一般是银行里有活期存款和定期存款,才放心去消费。从回归方程可以看出,广义货币 M2 每增长 1%,就会引起当年的通货膨胀增长 0.813%。

虽然随着经济的发展,经济的货币化趋势逐渐增加,经济转型过程中所需流通手段的补充固然不能成为通货膨胀的因素,但毕竟为通货膨胀提供了前提和条件。这是因为现金是流动性最强的货币,其发行量的增减波动比较集中地反映了流动性偏好的变化。1992 年下半年以后,流通中现金增长率提高很快,以至于 1993 年通货膨胀急剧升高。

货币量的过快增长,导致通货膨胀的持续发生,这是一个必然的结果,问题是,什么原因使得货币供给不断超量? 这既有经济体制内部的因素,又有外部的因素,而其根本原因就表现在以下几个方面。

1. 企业效率低下迫使货币供给增加

1978~1993 年工业企业生产贷款增加 17.2 倍,1985~1993 年固定资产贷款增加 7.3 倍,都远远高于同期的经济增长率。但企业平均负债率达 70% 以上,经济增长较快的地区,企业负债率更高,如深圳市的企业平均负债率为 83%。与 80 年代相比,90 年代以后随着我国经济走向成熟,货币膨胀推动经济增长的作用出现了递减的趋势。为了刺激经济增长,缓解市场疲软,国家银行和信用社向生产、流通等环节相继投入了大量货币,这样做尽管对生产的增长产生一定作用,但市场销售并未明显改观,工业经济效益没有实质性提高,而物价却居高不下,且呈加速状态。

2. 片面追求高速度,财政赤字增加,货币供给失控

从货币供给的外生性来说,由于政府追求高速度,对通货膨胀刺激经济增长抱有幻觉,财政赤字连年增加,中央银行对金融机构的贷款量不断扩大,在经济高速增长的同时,也使得外汇占款越来越大,从 1985 年到 1993 年,中国人民银行的总资产增长了 3.9 倍。

表 4.12 中国人民银行三项主要资产增加

单位:亿元

	1985 年	1993 年
外汇占款	93.1	875.5
财政借款	275.1	1 582.1
对金融机构贷款	2 248.6	9 860.2

从货币供给的内生性来看,由于片面追求高速度,使经济转型过程中货币需求压力更大,中央银行难以控制。一方面,主要安排用于国家重点建设、农副产品收购、国有工商企业流动资金等方面的贷款难以控制;另一方面,进入20世纪90年代以来,由于银行滞留结算资金的现金屡屡出现,以及企业为逃避信贷紧缩的影响,现金结算和直接融资大量增加,出现明显的金融双轨制,使得实际的货币供给量更难以把握。

3. 收入攀比机制、工资侵蚀利润的机制不容低估

按劳分配是我们一贯遵循的社会主义分配原则,但在现实生活中它又往往被简单地体现为按劳动量付出的多少取得收入,而不管劳动的质量和劳动的社会效益如何。在市场经济条件下,企业与企业职工的分配,首先应该按照企业经营的好坏来进行。如果认为无论企业效益如何,职工的活劳动付出都是一样,就会形成相互攀比的分配机制。效益好的企业要求收入与利润挂钩,效益不好的企业要求收入与工时挂钩,形成相互攀比,使得工资成本增长很快,工资不断侵蚀利润,给国家财政带来很大负担,迫使银行多发货币来补充企业的生产资本和增加职工的货币收入。

在存在收入攀比机制的情况下,即使储蓄与投资相等,也会因为国民收入的超分配而导致通货膨胀。由前面的物价水平方程式:

$$P = E/Q + (I - S)/Q$$

可知,当 $I = S$ 时, $P = E/Q$, 取对数再微分得:

$$\Delta P/P = \Delta E/E - \Delta Q/Q$$

如果全社会的货币总收入增长过快,或者说国民收入超分配,即 $\Delta E/E - \Delta Q/Q > 0$, 就会引起物价的上涨,这种过程持续下去,就是通货膨胀。

第五节 对治理通货膨胀的几点建议

从静态或短期来看,我国通货膨胀产生的直接原因表现为总需求超过总供给;从动态或较长时期来看,我国的通货膨胀是在高速经济增长过程中出现的经济结构变迁以及在经济体制改革过程中出现体制不完善,双轨制摩擦所引起的。因而治理通货膨胀的基本思路应该是:在适度控制总需求增长的过程中,以清除经济结构失衡、增加有效供给为目标,适当调整国民收入分配结构,继续深化改革,制定并实施短期与长期的反通货膨胀政策,争取国民经济健康稳定地快速发展。

一、充分发挥财政政策的积极作用

充分发挥财政政策积极作用,减少不必要的财政开支,倡导正常消费,反对过度消费。注重投资效益,防止财政支出过多、过度消费和盲目投资导致的社会总需求的不正

常增长引起通货膨胀。

2008年以来我国采取稳健的财政政策,对治理通货膨胀起到了积极作用,主要表现在:一是适当减少财政赤字和国债资金规模,降低杠杆;二是积极调整经济结构,如加大对“三农”的投资力度促进农村经济发展,支持科技创新、促进产业结构调整,加大转移支付力度、支持东北老工业基地调整改造和西部大开发,发展互联网经济;三是大力保障和改善民生,调整财政支出结构,保障优先发展教育、医疗卫生、社会保障体系,增加低收入群体的补贴、保障民生基本条件;四是发挥财税政策稳定物价的作用,利用财税杠杆,大力支持农产品生产,抑制物价过快上涨。稳步推进“营改增”改革,促进第三产业大发展。

二、慎重使用传统货币政策工具,采取灵活的货币政策操作

提高本币利率、提高存款准备金率与本币升值是实施紧缩货币政策抑制通货膨胀的国际通行的经典操作措施。然而,当前我国则需慎重使用这些政策工具。这是因为我国作为世界第二大经济体,与外界关联甚密。央行利率政策工具的存在两难,为抑制通货膨胀迫切需要加息,而加息则进一步强化人民币升值的预期,引发的国际游资大规模流入,扩张国内的货币供给,进而加剧通货膨胀。对于汇率工具,人民币升值与热钱流入是正相关关系,即人民币升值越快,人们对人民币继续升值的预期就越高,热钱流入的规模就越大,速度就越快。热钱源源不断地流入,实际上是增加了货币供给而助推通货膨胀。

因此,应该慎重使用传统货币政策工具,在这个基础上,采取灵活的货币政策操作,制定灵活的利率、汇率政策以及多样化的公开市场操作工具。

三、保持各产业协调发展,合理地制定价格制度

在发展经济时,要保持各产业协调发展,同时要合理地制定价格制度,合理地确定商品间的比价关系,建立健全的商品价格体系,防止产业结构比例失调,商品价格不合理所引起的结构性的物价上涨从而导致的结构性通货膨胀。

四、深化企业改革,提高生产效率和经营效益

企业产权不明晰导致企业不能成为自主经营、自负盈亏、自我发展、自我约束的独立的经济实体,也是企业效率低下的一个根本原因。因为产权不明晰,企业最后的担保人就是政府,企业在经济上发生困难时,也必然向政府和银行要资金,导致企业对资金要求的无限性。

企业对银行要求无制约、无限制的经济行为所产生的两方面结果都是通货膨胀:第一,银行不断对企业输送资金,而企业归还不了这部分资金,银行就会通过发行货币来弥补损失;第二,银行不向企业输送资金,向企业输送资金的义务就落到了财政部门的

身上,财政部门解决这一问题的唯一办法就是搞赤字,而赤字的出现是政府多支的结果,所以,必然是总需求过大,产生通货膨胀。

企业改革应该包括银行的企业化改革。尽管国家专业银行的规模很大,资金实力也很强,但是它的产权仍然不明晰,就必然存在中央银行对专业银行的资金供给制和专业银行对企业的资金供给制。

虽然我国近几年来对银行特别是专业银行多次进行了改革,然而银行资金流失的状况并没有改观。正是由于产权不明晰所造成的银行资金供给无责任心,使得经济发展中的货币过多,从而为通货膨胀的产生提供了又一媒介。因而,专业银行的商业化改革势在必行。

五、利率市场化是货币政策奏效的必要条件

利率,本质上是资金的价格,反映资金的供求关系。经济的或非经济的、货币的或非货币的因素使资金供求发生变化时,就在利率上体现出来,如果利率是市场化的,则利率必然在货币政策调整时自发提高或降低。并且,利率随着资金供求关系相对变动而变动,一定程度下,就会自发停下来,使资金供求关系达到新的平衡。市场化的利率,有配合体现货币政策调整的作用;而管制下的利率,即使时常调整,仍很难及时适应其他货币政策工具的调整反映时常变化的资金关系。

在宏观经济方面,市场化的利率是调节储蓄与投资,使宏观经济总量达到平衡的经济杠杆;在金融方面,利率调节资金的供给与需求,资助调节货币总量中的流动性比例,利率被管制,意味着利率是一个政策工具,在货币供应量的决定过程中,它成了一个外生变量,操作中便会发生与其他政策工具不协调的问题。

我国货币政策的中介目标是货币供应量 $M1$ 和 $M2$,在经济过热时,客观上需要采取紧缩的宏观经济政策,但在紧缩初期,由于利率的上升跟不上宏观控制的需要,仍处于偏低水平,起着与宏观政策相反的作用,部分抵消了其他货币政策工具的收缩效果,因而不能很快地达到抑制居民过高的消费倾向从而增加储蓄、抑制企业过高的生产冲动和资金需求最终达到减少投资的目的。在货币上的表现, $M2$ 的准货币未能吸纳一部分 $M1$,而是反过来继续下滑,向 $M1$ 转化,起了补充 $M1$,阻止其下降的作用。

总之,管制下的利率延长了实现货币政策效果的时滞,制造出潜在通货膨胀压力,加大了经济波动的效果。在深化金融体制改革的进程中,应把放开利率作为金融改革的一个核心问题来研究。

如果说以上几个主要的、带有根本性的问题解决了,那么在经济发展过程中,只要注意财政收支大体平衡,国际收支基本平衡,在保持中央银行相对独立的基础上使货币供给稳定增长,再辅之以中央银行的三大货币政策的调节,适时抑制居民对通货膨胀的预期心理,就能控制物价的上涨。

本章小结

国内外经济学界在通货膨胀的定义方面,大致上可以分成两大派:物价派和货币派。尽管通货膨胀是一个复杂的经济现象,但是它的产生和发展还是有一定规律性的,我们可以借助历史分析、比较分析和定量分析等方法进行计量和预测。物价指数是测量通货膨胀的最常用、最重要的尺度。

通货膨胀就其本身的含义来讲,应该是流通中的货币不断增加并持续贬值;就其发生的原因来说,是货币的持续过量发行所引起的,这种过量是相对于原先的价格水平条件下的客观需要量而言的;就其表现形式来说,有显性的和隐性的两种。如果是显性的,就表现为物价膨胀,物价持续上涨;如果是隐性的,就表现为票证供应和强制储蓄。根据经济学理论,从国内外通货膨胀的形成原因来看,产生通货膨胀的原因有国内生产总值增长、财政支出增加、全社会固定资产投资增加、居民消费水平提高、流通中的货币(M0)增加以及狭义货币(M1)增加等原因。我们利用一些宏观经济变量,用提取主成分的因子分析方法来分析我国通货膨胀形成的主要原因。根据主成分因子分析结果,货币发行过量、总需求增加是形成我国通货膨胀的主要原因。

我国是一个发展中的社会主义国家,兼有发展中国家和社会主义国家的经济特征。我国经济增长过程中始终伴随着通货膨胀的深层次原因表现为以下两个方面:(1)政策性因素。主观上,宏观政策片面追求速度型的发展模式;客观上,宏观经济政策缺乏稳定的管理目标。具体表现为受“适度通货膨胀有益论”及“通货膨胀是经济增长必须付出的代价”的影响。(2)体制性因素。首先是资金预算款约束、投资主体多元化、金融市场不完善、利率体系僵化,造成信贷规模失控;其次是国有企业产权不明晰,以致企业效率低下、负债率高、亏损面大,拉大供求缺口;最后是宏观调控乏力,收入攀比严重。

思考与练习

1. 什么是通货膨胀?我们怎样来衡量通货膨胀?
2. 通货膨胀的产生有哪些原因?我国通货膨胀的成因是什么?
3. 找一种统计方法来分析我国的通货膨胀的成因,并简单描述。能得出什么结论?
4. 简述通货膨胀与经济增长之间的关系。
5. 对通货膨胀进行实证分析,根据分析结果对治理通货膨胀提出建议。

第5章

外债监测统计指标 理论体系

第一节 外债统计的概念和作用

一、外债统计的概念

考虑到管理外债等各方面的问题,各国对外债有不同的定义。就是在我国,不同部门对外债的统计口径也不一致。例如,财政部和中国人民银行公布的外债数据一般不包括短期债务,而国家外汇管理局公布的外债数据则包括短期债务,因此,前者的数据小于后者。另外,我国所公布的各种外债数据同国际清算银行、国际货币基金组织、经济合作与发展组织和世界银行所公布的数据也不同,其原因就是对外债有不同的定义。

为此,国际清算银行、国际货币基金组织、经济合作与发展组织和世界银行这四大国际金融、经济组织联合组成了工作小组,于1984年3月召开了关于外债统计的国际审计员会议,确定外债的核心定义为:外债总额是指在任意一个时点上,一国居民对非居民的已拨付但尚未偿还的契约性负债余额。这种负债须偿还本金并支付利息,或只还本不付息,或只付息不还本。核心定义没有对债务期限做出特别规定这一事实,是想表明短期和长期两种债务都包括在其中。“长期”意味着超过一年,“短期”为一年或少于一年。根据上述外债的定义,经济合作与发展组织规定的统计外债的范围包括10类,即:

- (1) 经济合作与发展组织成员国政府提供的贷款;

- (2) 经济合作与发展组织以外的其他国家政府提供的贷款;
- (3) 国际货币基金组织以外的其他国际金融组织如世界银行、亚洲开发银行提供的贷款;
- (4) 国际货币基金组织的贷款;
- (5) 债券和其他私人贷款;
- (6) 对方政府担保的非银行贸易信贷,如卖方信贷,即延期付款;
- (7) 对方政府担保的银行信贷,如买方信贷等;
- (8) 无政府担保的银行信贷,如银行同业拆借等;
- (9) 外国领馆、外国企业和个人在一个国家的银行中的存款;
- (10) 公司、企业等从国外非银行机构借入的贸易性贷款,如合资、合作企业的借款、补偿贸易、租赁等。

由此可见,经济合作与发展组织规定的对外债统计的范围相当广泛。

我国国家外汇管理局在总结国外外债统计经验的基础上,结合我国的具体情况,建立了我国外债统计的监测系统,并于 1989 年 11 月 10 日对我国的外债下了定义:“外债是指中国境内的机关、团体、企业、事业单位、金融机构或其他机构对中国境外的国际金融组织、外国政府、金融机构、企业或其他机构用外国货币承担的具有契约性偿还义务的全部债务。”

(一) 国际金融组织贷款

它是指我国从国际货币基金组织、世界银行、亚洲开发银行、非洲开发银行、联合国农业发展基金等国际金融组织借用的贷款。

(二) 外国政府贷款

它是指从日本、科威特、丹麦、比利时、意大利和澳大利亚等国的双边政府贷款。这种政府贷款一般是由经济发达国家向发展中国家提供经济援助的一种形式。它具有无息或低息以及贷款期限较长的特点。一般来说,贷款利息为 2%~3%,期限为 20~30 年,最长为 50 年。

(三) 国外银行、其他金融机构和银团组织的贷款

国外银行贷款是指我国从外国银行借入的贷款。银行贷款可分为短期信贷和双边中期信贷两种。短期信贷是指 1 年以下的贷款。这种贷款可由银行间通过电话、电信便能成交,事后再以书面确认。它完全凭银行间的相互信用进行的。双边中期信贷是指外国银行向我国银行提供 1 亿美元左右的贷款,贷款期限一般为 3~5 年。这种信贷款要由双方银行签订贷款协议才能达成。

其他金融机构贷款是指我国从国际货币基金组织、世界银行、联合国农业发展基金、亚洲开发银行和非洲开发银行以外的其他金融机构借用的贷款。

银团组织贷款是指我国从国外若干家商业银行组成的银团组织借用的贷款。这种贷款的金额较大,一般为 1 亿~5 亿美元,且贷款的期限较长。因贷款金额大这个原

因,因此一家银行难以独立承担,而需要由一家主要贷款银行牵头,组织多家银行组成国际性银团,共同提供贷款。虽然有几家银行共同贷款,但我国仅与牵头银行签订贷款协议。

(四) 向我出口商品国家的买方信贷

向我出口商品国家的买方信贷是指经中国银行办理的由向我出口商品国家的银行直接向我国进口企业提供的信贷,其中包括对方提供的不经过中国银行办理的具有买方信贷性质的贷款。我国进口商取得贷款后,要用现汇向提供贷款国的出口商购买商品或技术、设备。买方信贷的归还一般是在交货完毕,设备投产或成套设备建成投产后,我国进口商或进口方银行向出口方银行分期归还贷款及其利息,一般为每半年归还一次本息。

(五) 外国企业和个人贷款

国外企业 and 个人的贷款一般是指我国进口企业为进口某种商品从国外企业(包括出口商)和个人借用的贷款,其中包括借用不经过中国银行办理的延期付款(卖方信贷)形式的贷款。

(六) 对外发行外币债券

对外发行外币债券是指我国为了筹措资金,在国外资金市场发行券面金额用外币表示的债券,其中也包括在国内市场发行的由境外机构和个人购买的外币债券。

(七) 国际金融租赁业务中我方应付的设备资金

它是指在国际金融租赁业务中我国因租用设备而依约按期付给外国租赁公司的租金。这里,国际金融租赁是指国外非银行机构提供的商品形式的租赁,在分期付清租金后,用象征性的代价将所有权转移给租赁方。但是,若国内租赁公司向国外银行借款,则应归入到向国外银行借款中去。

(八) 国外商品出口商的商品贷款

它是指采用延期付款的方式向国外出口商借用的商品贷款。这里,延期付款是指经过中国银行办理的出口国非银行提供的商品贷款,包括远期付款和延期付款。其他未经过中国银行办理的延期付款(卖方信贷)归入外国企业贷款。

(九) 补偿贸易中直接以现汇偿还的债务

它是指合同签订时规定以现汇偿还的债务因中途将商品偿还更改为以现汇偿还的债务。

(十) 其他形式的对外债务

其他形式的对外债务主要有:(1)境内金融机构吸收的境外机构或私人的外币存款;(2)境内企业(包括外商投资企业)向境内外资或中外合资银行的借款;(3)未在境外注册的驻外机构的对外借款;(4)已在境外注册的我国驻外机构的借款中,调向境内并需境内机构实际偿还的借款;(5)境内机构向海外注册的我国分支机构的借款;(6)外商

独资企业对其母公司的借款;(7)中方为外方债务出具担保,由中方实际履行偿还义务的债务;(8)外商投资企业以外方名义向外借款,所借款项用于企业股本以外的资金或设备投入,外方与企业间有合同或其他法律约束力的文件规定由该企业负责偿还的债务。

下列项目不应列入外债统计的范围内:(1)国内企事业单位从国内金融机构、国务院和各省直辖市各部门、其他国内企业转借的国外资金;(2)三资企业的外方投资中,由我方担保但未由我方实际履行偿还义务的借款;(3)在境外注册的我驻外机构对外借款中未调回国内的部分。

我们经研究后发现,由世界银行、国际货币基金组织、国际清算银行以及经济合作与发展组织确定的外债的核心定义与我国国家外汇管理局公布的外债定义的统计口径基本相同,即外债均分为长期债务和短期债务。两者的不同之处主要在于:核心定义中规定作为债务工具的币种是本币或外币,而国家外汇管理局规定作为债务工具的币种只是外币。由于两种定义的差别不大,从而在对我国的外债研究中,可以引用四大国际金融、经济组织的数据,就我国的外债与世界其他国家的外债进行对比分析研究。

二、外债监测统计的作用

随着我国改革开放的不断深化和社会主义市场经济体制的建立,我国对外借债的规模也在不断扩大,同时,对外债的严格而有效的管理也显得日趋重要。而外债监测统计是全面掌握、了解、分析和研究我国外债的规模、结构及效果的重要工具。因此,外债监测统计对加强我国外债管理以及进一步提高利用外债的经济效益具有极其重要的现实意义。

综观各国经济发展的历史和现状,利用外债发展经济和开创事业比较普遍,而发展的结果基本上是两种:一是借款过多,使用不当,效果不好,结果债台高筑宣告失败;二是借债适度,目的明确,使用有方,效果很佳,经济得到较快的发展,事业发达兴旺。所以在债事问题上,不是要不要举债,而关键是举债适度,使用有方。目前,我国仍是发展中国家,外汇资金短缺的状况将长期存在。因此,外债监测统计也将在我国社会主义市场经济体制下发挥长期作用。

外债监测统计的主要作用有:

(1) 明确外债统计的概念,把握其特征,以便提供可靠和科学的外债统计数据。它是对外债实施有效管理的基础。

(2) 建立科学而有效的外债监测统计指标体系,从量上分析外债的总量、外债的使用及其投向、外债的结构、外债的偿还能力、外债对国民经济的影响、外债的适度规模和外债的经济效益,以便为研究、分析我国的外债问题以及编制科学的利用外债计划提供可靠的依据。

(3) 为政府监测我国外债计划执行情况提供准确的数字依据。通过统计分析,全

面了解、掌握我国对外债务的基本执行情况,从中发现问题,并及时采取措施,以便提高我国的外债管理水平。

三、国际收支统计、利用外资统计和外债监测统计的异同

(一) 国际收支统计与利用外资统计和外债监测统计的异同

国际收支统计与利用外资统计和外债监测统计之间具有必然的内在联系。当国际收支发生逆差时,需要流入外资弥补,必然会增加对外负债;反之,当国际收支发生顺差时,则必然会减少对外负债或增加对外债权。在统计范围上,国际收支统计原则上应包括三资企业通过对外借款形式的债务,但由于在实际统计时,国际收支中有关这一部分的资料取自利用外资统计的有关报表,因而在同一报告期内,国际收支统计所记录的债务(指新发生的),除了将国际货币基金组织的贷款放在储备项目中以外,其他部分与利用外资统计完全一致。它们的区别主要在于:国际收支统计只记录在报告期内新发生的债务,并不反映累计结存的债务,而利用外资统计和外债监测统计不仅反映报告期内新发生的债务,而且还反映报告期末累计结存的债务。

(二) 利用外资统计与外债监测统计的区别

利用外资统计与外债监测统计的主要区别在于:

(1) 利用外资统计不包括通过中国银行办理的延期付款,而外债监测统计则把这一项包括在其统计范围内。

(2) 利用外资统计不包括已在境外注册的驻外机构调入境内并需境内机构实际偿还的借款,而外债监测统计则把这一项包括在其统计范围内。

(3) 在补偿贸易中,外商作价提供并要求我方用产品和现汇偿还的设备原材料等,在外债监测统计中只包括其中用现汇偿还的部分,而在利用外资统计中全部作为债务统计。

(4) 外债监测统计不包括来料加工、加工装配、外商作价提供的由我方用工缴费偿还的设备等,而利用外资统计则全部作为债务统计。

(5) 三资企业的借款,在利用外资统计中,将投资协议以内的借款视作直接投资,不作债务统计,而在外债监测统计中,将三资企业向外方母公司的借款和外方投资股本中,由中方担保并实际履行偿还义务的借款,都作外债统计。

第二节 外债监测统计指标体系及其分析

在一个既定的经济规模和经济结构中,借多少债才能保证经济稳步协调地发展,又保证外债的偿还以及外资源源不断地流入,以满足经济发展的需要,这是外债的适度规模问题。外债的适度规模包括以下三方面的因素:(1)外债与经济结构的协调和经济增长;(2)外债的直接效益和间接效益以及整体效益和微观效益;(3)外债偿还问题。因

此,衡量外债适度规模的统计指标应围绕上述三方面的因素,并建立起一套完整的指标体系。

一、外债总量指标

(一) 外债总额

外债总额是各类外债的总和,即一国居民对非居民的全部负债。它表明一国举外债的规模和水平。这个指标是从事外债适度规模分析的基础指标。

外债总额是一个直接与债务还本付息问题相关的总量指标,是当前债务问题中的一个基本要素。外债规模就是通过外债总额来反映的。外债规模应当适度,应当同国家物资资金配套能力、消化吸收能力和偿还能力等相适应。外债规模过小,满足不了我国经济日益发展的需要;外债规模过大,又会加重国家的负担。在研究外债的有效性时,必须考虑到储蓄加外债大于或等于投资加外债支付,才能弥补资金的不足。

另外,未来债务究竟会有多少必须心中有数。外债总额的增长并不一定是坏事,因为债务清偿问题就有借新债还旧债的现象,如果借入新债大于还旧债额,债务就在增长。此外,还有国际金融汇率风险问题,就是在将来未借外债,由于本国货币贬值或外国货币升值,以及世界货币汇率不同方向的调整,都有可能使外债绝对额增加。有关影响外债额增长的因素必须充分考虑,这也是债务适度规模要考虑的问题。

(二) 外债净额

外债净额是外债总额减去海外资产后的余额。海外资产是一国居民对非居民的债权总额。当一个国家无海外资产时,其对外债权是外汇储备,从而外债净额就等于外债总额减去外汇储备。

在统计和测算外债时,有必要区别外债总额与外债净额、外债存量与外债流量的概念。外债总额与外债净额都是历年累积的对外债务。前者是借款单位对外的全部债务,后者是外债总额(债务)扣除对外债权后的净值,它更准确地说明一国的实际外债负担。外债总额与外债净额都是外债的存量,而每年外债增减变动额则是外债的流量。外债存量是外债流量变动的结果。

(三) 外债还本付息额

一国外债偿还能力是否出问题,往往并不决定于外债总额,而依赖于某年的还本付息额。由于利率、汇率的变动,由于债务期限结构不同,导致不同年份有不同的偿还额。所以研究外债问题必须研究未来年度的还本付息额。

二、外债使用效益指标

外债的适度规模实质上是外债使用的经济效益问题。在衡量外债适度规模时,不但要考虑经济增长问题,还要考虑经济协调发展问题。但是国民经济整体效益和外资使用的单项出口创汇效益两者之间也必须有一个适当的平衡比例。因此,在研究外债

适度规模问题时,必须考虑效益的整体和结构。然而,要系统、准确、全面地反映外债的使用效益,必须建立科学的外债使用效益指标体系。

外债使用效益的指标体系如下。

(一) 经济负债率

$$\text{经济负债率} = \frac{\text{外债}}{\text{国内生产总值}} = \frac{\text{EDT}}{\text{GDP}}$$

其中,国内生产总值(GDP)是一个国家在核算期内国内生产总值与来自国外的劳动者报酬净额和来自国外的财政收入净额之和。国内生产总值是一个国家所有常住单位在核算期内生产的最终产品与提供的劳务价值总和。通常,经济负债率是衡量一个国家的生产量对外债的承担能力。经济负债率高低的经济含义是比较复杂的,具体来说,有以下四种情况:(1)当债务国作为不成熟的债务人时,由于外资流入的各种经济效应尚未显现出来,经济负债率就比较高;(2)外资流入量极小,说明该指标的分子数值极小,因此经济负债率就低;(3)外资流入量大,利用效率高,经济负债率就低;(4)外资流入量较大,但利用效率低,经济负债率就高。

由于经济负债率指标的不确定性,因此必须同以下的债务利用系数配套使用。

(二) 债务利用系数

$$\text{债务利用系数} = \frac{\text{外债增长速度}}{\text{国内生产总值增长速度}} = \frac{\text{EDTR}}{\text{GDPGR}}$$

外债总额有多大或外债增长速度有多快,这本身还不能完全说明问题。但在两者增长速度对比中则可以说明三个问题:(1)该系数为1时,外债与国内生产总值以相同的速度增长;(2)该系数小于1时,外债增长速度低于国内生产总值的增长速度;(3)该系数大于1时,外债增长速度高于国内生产总值的增长速度。

确定债务利用系数指标的依据在于:外债的增加是资源流入的增加、投资的扩张、就业机会的增加以及本币的扩张。由外债导入所引起的一系列经济和金融效应,应该使受资国经济有较大的发展,至少国内生产总值同外债呈同步增长的状态。如果借入外债增长速度大大高于国内生产总值的增长速度,那么意味着在未来年份国内生产总值中将有越来越多的部分被外债“吃掉”,国内生产总值增长有相当部分是靠外债支撑着,实际国内生产总值为负增长,外资利用效率低下。所以在外债增长正常时,外债增长速度与国内生产总值增长速度之比应小于1。有些发展中国家举借外债,不是用于生产性投资,而是为了满足国内过热的消费欲望或事先缺乏对投资项目的可行性研究,这必然不可能产生好的利用效率。

(三) 借债率

$$\text{借债率} = \frac{\text{外债余额}}{\text{商品出口和劳务创汇收入}} = \frac{\text{EDT}}{\text{XGS}}$$

借债率即外债占商品出口和劳务创汇收入的比率。用外债进行投资会产生直接效益和间接效益或者微观效益和宏观社会效益的问题。比如借入外债投资于教育,用于进口教学仪器、实验设备等,就很难有直接的经济效益,但它对提高科学技术和全民族的文化素质却有重要的意义。又如外债用于投资某些基础设施,如交通、邮电、港口等,这些投资也很难衡量其直接的经济效益,但它对调整我国的产业结构和协调国民经济的发展具有巨大的作用,它的效益必须从社会整体角度估量。而外债用于直接创造物质产品或直接能够带来劳务收入的投资,它们的直接效益就可以衡量。尽管投资有直接效益和间接效益的问题,但在外债使用中必须注意两者的适当平衡,必须将更多的资金用于能够直接带来外汇收入的行业中去。外债是要用外汇或贸易商品和劳务偿还的,所以,外债的引进往往首先考虑发展出口行业或与出口相关的行业。因此,借债率是一个很好的衡量外债利用效率的指标,它从一个侧面揭示了外债的利用效果。借债率越低说明外债的利用效率越高。该指标同时也表明了一国外债规模与出口创汇收入能力之间的制约关系。

(四) 债务创汇系数

$$\text{债务创汇系数} = \frac{\text{外债增长速度}}{\text{商品出口和劳务创汇收入增长速度}} = \frac{\text{EDTR}}{\text{XGSR}}$$

债务创汇系数是从动态的角度来考察外债与出口行业之间的关系,其经济含义包括以下三个方面:(1)债务创汇系数等于1时,外债增长速度与商品出口和劳务创汇收入的增长速度相同;(2)债务创汇系数小于1时,外债增长速度低于商品出口和劳务创汇收入增长速度,说明外债用于出口行业的投资高或效益好;(3)债务创汇系数大于1时,外债增长速度高于商品出口和劳务创汇收入的增长速度,说明外债用于出口行业的投资低或效益差,同时也预示偿债的困难。

需要指出的是,借债率和债务创汇系数不仅仅取决于举债国外债的使用方向和使用效益,它的变化同时也受到国际经济环境和举债国内部经济环境的影响。更为重要的还是应该提高举债的经济效益,把外债用于鼓励和扶持出口创汇生产,促进贸易商品结构的优化,以保证偿还外债。

三、外债结构指标

(一) 外债结构分析

外债的结构可以从不同的角度来划分:从贷款者主体来划分可分为外国政府贷款和政府机构贷款、国际金融组织贷款以及商业性贷款等等;从借款者的利益出发可以分为政府优惠贷款和私人贷款;从外债的时间长短可分为长期债务和短期债务;从利率的结算方式可分为固定利率债务和浮动利率债务;从债务的币种可分为美元外债、日元外债和欧元外债等。

当商品劳务出口创汇收入和国内生产总值一定时,偿债率和外债换汇成本率的比率的大小取决于债务的结构。债务结构有债务来源结构、利率结构和币种结构以及期限结构之分。因此,有必要对各种类型的债务结构进行分析。

1. 债务来源结构分析

外国资金的流入方式中,对外借款、发行债券、补偿贸易和国际租赁等四种方式都会形成一国的债务。这四种方式的贷款各自都有其优缺点,因此必须分析债务来源结构是否合理。例如,政府贷款(又称双边贷款)的主要特征是利率低,有时甚至无息,期限较长,带有援助性。但是有些政府贷款用于买方商品进口信贷,其商品价格往往较高,也会抵消一部分优惠利率带来的好处,而且这类贷款往往受政治因素的制约,随外交关系的变化而变化,借款数量也有限。私人贷款的主要特征是它属于融资性、结算性贷款,期限短、利率较高,而且多以浮动利率偿还利息。国际金融组织贷款(又称多边贷款)是介于官方贷款和私人贷款之间的一种贷款,其贷款条件比政府贷款严格,不够优惠,但比私人贷款条件要优惠得多。因此,我国在对外借款中应尽量争取双边贷款和多边贷款,迫不得已时,再向私人机构借款,这样才有助于降低外债成本。

2. 外债的利率结构分析

外债的利率结构是指外债中以固定利率和浮动利率计算的债务之间的比例关系。按照国际上的经验,一个合理的债务结构,通常是以浮动利率债务占总债务的比重约在20%~30%左右为宜。外债利率的高低以及整体债务的利率结构是否均衡,影响着债务总体利息支付额,从而影响债务的总成本。采用固定利率,在市场利率上升时可以避免利率风险,当然也得不到利率下降的好处。但从长远来看,资金成本可能较为便宜。采用浮动利率,必须根据市场的变化确定偿还期利率水平,风险不易掌握。同时,由于债务总额变化不定,也不利于一个国家对外债进行控制。

3. 外债的币种结构分析

外债的币种结构是指外债以哪些外币表示的,及以各不相同的外币表示的债务占总债务的比例关系。总债务中的货币结构应可以利用汇率的反方向变动来抵消风险,可以通过使外债结构与出口创汇币种结构一致以使总体债务与汇率变动隔离开来,可以增加收益和降低成本的结构。也就是说,要充分利用硬货币去偿还软货币,软货币结构中的比重应稍大些。

4. 外债的期限结构分析

外债的期限结构就是外债的长短期结构,是指长短期外债占外债总额的比重。期限结构的优化必须考虑以下两个因素:第一,必须合理安排债务的偿还期,避免债务还本付息挤在一起形成某一时期的外债高峰,造成还本付息的困难。第二,保持短期债务与长期债务的合理比例。世界银行认为,短期债务的适当水平一般不应超过三个月的进口额,长期贷款的偿还期应与项目回收期一致。理想的债务结构应该是长期外债比例大些,而短期外债比例小些,这样可以减少债务风险的影响,易于清偿。短期外债所

占比例越大,发生债务危机的可能性就越大。

(二) 外债结构指标体系

鉴于上述分析,外债结构的指标体系如下。

1. 商业贷款占总外债的比重

$$\frac{\text{商业贷款}}{\text{外债总额}} = \frac{\text{COM}}{\text{EDT}}$$

COM/EDT 越大,外债成本越高,偿债就越困难。这主要是由于商业贷款一般比政府等贷款的利率更高的原因所致。当然,绝不能简单地认为 COM/EDT 达到一定高度,就一定会出现债务危机,但是高成本的商业贷款比官方援助等贷款更容易获得,这往往会导致外债的膨胀。因此 COM/EDT 是揭示债务危机可能性的指标。

除 COM/EDT 外,还可以从动态的角度来反映,即建立其系数指标,称为外债条件系数。

2. 外债条件系数

$$\text{外债条件系数} = \frac{\text{商业贷款增长速度}}{\text{非商业贷款增长速度}} = \frac{\text{COMR}}{\text{NCOMR}}$$

它从动态上反映了 COM/EDT 的变化情况。外债条件系数的经济含义可分三种情况说明:(1)若外债条件系数等于 1,则商业贷款增长速度与非商业贷款增长速度持平,债务条件不变;(2)若外债条件系数小于 1,则表示商业贷款增长速度低于非商业贷款增长速度,说明一国计算期的债务条件比基期的债务条件有所改善;(3)若外债条件系数大于 1,则表示商业贷款增长速度快于非商业贷款的增长速度,举债成本增加,债务条件恶化。

上述指标 1 和指标 2 分别考察了商业贷款和非商业贷款的数量关系及其变动情况和变动方向。

3. 可变利率债务占总债务的比重

$$\frac{\text{可变利率债务}}{\text{总债务}} = \frac{\text{VAR}}{\text{EDT}}$$

若可变利率债务占总债务的比重上升,则表明多项债务指标的恶化,也即说明了利息支付占商品劳务出口收入的比重增长、占国内生产总值的比例提高以及债权国通过利率调整把通货膨胀转嫁给债务国。

可变利率债务占总债务的比重所反映的是债务国在一定时点上的状况。但是,如果想从动态上说明可变利率债务占总债务的比重,则可通过可变利率贷款增长率与固定利率贷款增长率来反映。

4. 可变利率贷款增长率与固定利率贷款增长率之比

$$\frac{\text{可变利率贷款增长率}}{\text{固定利率贷款增长率}} = \frac{\text{VARR}}{\text{FIXR}}$$

它是一个系数指标,也可称为外债条件系数。其经济含义具体说明如下:(1)若该系数等于1,则表明可变利率贷款增长率与固定利率贷款增长率以相同的速度增长,外债条件没有任何变化;(2)若该系数小于1,则表明可变利率贷款增长率低于固定利率贷款增长率,说明外债条件改善;(3)若该系数大于1,则表明可变利率贷款增长率高于固定利率贷款增长率,说明外债条件恶化。

上述指标3和指标4分别从静态和动态上考察了可变利率贷款对债务条件的影响。

5. 短期债务占总债务的比重

$$\frac{\text{短期债务}}{\text{总债务}} = \frac{\text{STD}}{\text{EDT}}$$

短期债务占总债务的比重越大,外债平均偿还期越短,举债成本越大,债务国越面临国际商业银行撤退资金的威胁。短期债务占总债务的比重超越一定高度时,可以认为存在着“短期资金长期化”性质的短期债务。一般而言,短期债务占总债务的比重以20%~30%为宜。

为了从动态上反映短期债务占总债务的比重变化情况,可计算短期债务增长率与长期债务增长率之间的比率,即计算外债条件系数。

6. 短期债务增长率与长期债务增长率之比

$$\frac{\text{短期债务增长率}}{\text{长期债务增长率}} = \frac{\text{STDGR}}{\text{LTDR}}$$

它是一个系数指标,也称外债条件系数。其经济含义可分为以下三种情况加以说明:(1)若该系数等于1,则表明短期外债的增长速度与长期外债的增长速度持平,债务平均偿还期不变;(2)若该系数小于1,说明短期外债的增长速度低于长期外债增长速度,平均偿还期延长,外债条件得到改善;(3)若该系数大于1,则表明短期外债增长速度快于长期外债增长速度,平均偿还期缩短,外债条件恶化。

上述指标5和指标6是从短期债务的角度从静态和动态分别考察其对债务条件的影响。

综上所述,这六项指标是一个有机的整体,构成了外债结构的完整的指标体系。其特点在于:第一,它们都从各种不同的侧面反映了一国的外债结构及其外债条件,所有指标的数值越高,都表明一国外债结构和外债条件的恶化;第二,各项指标都从静态和动态上考察了外债的结构和条件,因而可使分析更全面、更深入。

四、外债偿还能力指标

所谓外债偿还能力,就是指一个国家在一定时期内能够承担的国际债务的还本付息能力。解决债务偿还问题需要考虑一系列的问题,如外债使用的直接效益和间接效益、微观效益和宏观效益、外债投资的出口创汇比例、外债的管理和控制、利息和汇率风

险等,只有把这些问题通盘考虑进去,才能保证外债的偿还。外债得到偿还,保持了良好的债信,就能够保持外资源源流入,以满足经济发展的需要,这是进一步从外债的使用角度来衡量外债的适度规模问题。

考察外债偿还能力的指标体系如下。

(一) 负债率

外债还本付息额占国内生产总值的比重,即:

$$\frac{\text{本期外债还本付息额}}{\text{国内生产总值}} = \frac{\text{TDS}}{\text{GDP}}$$

外债还本付息额占国内生产总值的比重反映了一国举债规模受其经济规模的制约。国内生产总值是广义的国民收入,国民收入制约着偿债额,这是量的规定性。因此,举债规模和各期偿还额不能超越自身的经济能力和各期的国民收入水平。若外债还本付息额占国内生产总值的比重增大,则表明偿债能力的削弱。若该指标的百分比达到一定水平时,则要以国内经济紧缩为代价,以便如期偿还债务。按国际惯例,外债还本付息额占国内生产总值的比重小于5%一般来说是“安全”的,大于5%可能会出现問題。当然,小于5%也并不意味着绝对的安全,因为这里还有一个资源转换能力的问题。一国资源转换能力也决定着偿债额,它可用本期外债还本付息额占商品劳务出口收汇额的比重(偿债率)来反映。

上述的负债率是本期外债还本付息额与国内生产总值之比。事实上,负债率可用不同的指标来衡量。常见的其他负债率指标有:

(1) 外债与国内生产总值之比。

外债包括已拨付的和未清偿的年末总余额,国内生产总值为当年年末总值。一般认为这一指标的百分比不得高于45%,以35%~40%为宜。

(2) 外债与出口之比。

即年末的债务总额与年末出口总额之比。这一比率在100%以内为宜。

(3) 利息支付与国内生产总值之比。

即年末利息支付额与年末国内生产总值之比。一般认为这一比率在3%以内为宜,最多也不宜超过3%。

为什么负债率可用以上这些指标来衡量呢?这是由于债务总额与利息支付、还本付息是不同的概念。它要受到利息率、汇率、债务的期限结构所影响,因此在考虑负债率时必需考虑到这些因素。例如,用一国债务总额与国内生产总值之比这一指标衡量一国债务,从数值上看可能合理,但是该国债务期限结构有问题,若还本付息集中在某一年,这样还本付息占国内生产总值就可能很高。这也会影响到一国债务的清偿。又如,利息支付与国内生产总值之比,这一比率既可反映借债利息的高低,又可反映市场汇率对利息支付的影响程度,同时还可反映一国国内生产总值的牺牲程度。因为利息

支付不同于本金支付,本金支付是将借入的钱原数还给别人,而利息是要从国内生产总值中净扣除的。只有以上各种负债率指标互补,才能从时间上和利息支付上反映出一国经济发展对外债的依赖程度以及国内生产总值的净损失程度。

为了从动态上预计一国的偿债能力,可设置偿债能力总量系数指标。

(二) 偿债能力总量系数

$$\text{偿债能力总量系数} = \frac{\text{本期外债还本付息额增长速度}}{\text{本期国内生产总值增长速度}} = \frac{\text{TDSR}}{\text{GDPR}}$$

(1)若该系数等于1,则表明偿债能力不变;(2)若该系数小于1,则表明偿债能力提高;(3)若该系数大于1,则表明偿债能力降低。

(三) 偿债率

$$\text{偿债率} = \frac{\text{本期外债还本付息额}}{\text{商品劳务出口收汇额}} = \frac{\text{TDS}}{\text{XGS}}$$

按照国际惯例,如果偿债率超过20%,就有还不起债的危险,因而往往把20%的偿债率作为考虑借款的警戒线。当然,这只是一个参考的经验数据。由于各国的经济情况不同,承受债务的能力也各异;借款规模的大小还要与国家的外汇储备水平,以及资本往来项目的外汇收支状况结合起来考虑。我国的偿债率到底多大为宜呢?这需要分析我国的基本国情:(1)中国是一个低收入的国家,出口总额仅占国内生产总值的9%~10%,远远低于市场经济工业国的水平,也低于其他许多发展中国家;(2)由于中国国内经济保持高速增长的势头,再加上目前投资和消费过旺,压缩进口的余地很小;(3)以初级产品为主的出口格局在近期内不可能发生根本的改变。因此,我国的偿债水平应在15%以内为宜。

为了从动态上预计偿债能力,可设置与偿债率相配套的偿债能力转换系数。

(四) 偿债能力转换系数

$$\text{偿债能力转换系数} = \frac{\text{本期外债还本付息额增长率}}{\text{商品劳务出口收汇额增长率}} = \frac{\text{TDSR}}{\text{XGSR}}$$

设置该指标的目的在于考察今后各期还本付息额的变动速度与商品劳务出口收汇额的变动速度的关系,从而对今后各期的偿债能力做出预测。偿债能力转换系数的经济含义可从以下三个方面来说明:(1)若该系数等于1,则表明偿债能力不变;(2)若该系数小于1,则表明偿债能力提高;(3)若该系数大于1,则表明偿债能力降低。

负债率和偿债率是国际公认的两种衡量债务适度规模的指标,但它们并不是用于衡量的唯一指标,它们的缺点是显而易见的。

第一,这两种指标所显示的是过去已发生的情况,并不包括未来形势的发展,也没有考虑到经济中的各种其他变量。出口商品价格的变化、出口商品结构的变化、国际金融环境的改变、外贸政策的变动等,这些都直接影响未来的出口收益的增减,影响到国

内经济的发展,也影响到债务总额的变动。而上述这些因素的变化相当程度上不是通过本国主观努力所能解决的。因此,对未来形势发展缺乏预报性是负债率和偿债率的一个先天性的缺陷。

第二,以国内生产总值为基础的负债率和以出口收益为基础的偿债率并没有考虑到国家进口商品和劳务输入的因素,没有考虑到国内经济结构变动的因素,也没有包括国家储备状况。而这些指标都是影响国际支付能力的重要因素。

第三,从最近一些国家发生的债务危机可以看出,能否有效、持续地借入外债,也是影响债务偿还问题的因素之一。在国际上借新债还旧债的事例还是不少的。

第四,这两种指标都属于衡量外债的流量性指标,而没有把使用外债投资效益这个根本性的问题考虑在内。如偿债率只是从外汇收支角度反映债务中的外汇流动资金状况,难以准确反映一国借款能力的投资效益和借款成本。反映借款直接成本的只是利息支付部分,而纯属资金转移性质的本金摊还并不构成逐年对国民收入的扣除。即使用国民收入作为衡量经济增长速度指标,由于有些外债先逐年支付利息,然后还本,就使得偿债率和负债率在年度之间取决于债务本身规模扩大而出现高低起伏状况。如果当年外债总额中短期外债所占比重越大,当年需要还本付息额就越高,反之则越低。这就降低了偿债率和负债率在说明债务适度规模问题时的准确性。

因此,如果只把负债率和偿债率看成衡量债务的唯一尺度,那么就不可避免地会产生判断的失误。这两种指标只能反映一个侧面的问题,外债问题牵涉面广,可变因素多,完全不可能用一个比率来解决外债的全部问题。这也是为什么要在这里强调的主要原因。我们的目的是要通过指标体系全方位地反映和监测外债问题。

(五) 利息负担率

$$\text{利息负担率} = \frac{\text{年利息支付额}}{\text{年出口商品劳务收入}} = \frac{\text{INT}}{\text{XGS}}$$

利息负担率是从举债成本占出口收入比重的角度观察一国的偿债能力。利息负担率越低,债务负担越轻,偿债能力也就较强,反之,利息负担率的比值提高,意味着一国偿还债务的困难。

(六) 以举债成本衡量的资源转换系数

$$\text{以举债成本衡量的资源转换系数} = \frac{\text{年利息支付额增长速度}}{\text{年出口商品劳务收入增长速度}} = \frac{\text{INTR}}{\text{XGSR}}$$

该指标的经济含义也可从以下三个方面说明:(1)若该系数等于1,则表明年利息支付额增长速度与年出口商品劳务收入增长速度持平,偿债能力保持不变;(2)若该系数大于1,则表明年利息支付额增长速度高于年出口商品劳务收入增长速度,偿债能力下降;(3)若该系数小于1,则表明年利息支付额增长速度低于年出口商品劳务增长速度,偿债能力提高。

指标5和指标6是从举债成本、资源转换这两个角度反映一国静态的和动态的偿债能力,从而它也部分地反映了一国外债对出口行业的投入量,以及出口行业举债成本的高低。

(七) 国际储备与债务的比率

$$\frac{\text{国际储备}}{\text{债务}} = \frac{\text{REV}}{\text{EDT}}$$

国际储备是无条件的国际清偿能力。当一国发生国际收支不平衡时,该国中央银行或财政部就可动用国际储备资产平衡国际收支。国际储备中的外汇资产是一国出口外汇收入用于储备的部分,其首要功能是保证一国的国际支付能力,充当支付手段。

国际储备与债务的比率所反映的是,当一国偿还外债的其他支付手段不足时,可动用国际储备资产来偿还外债。其具体的经济含义可分三种情况加以说明:(1)若该比率等于1,则表明偿债能力较强;(2)若该比率小于1,则表明偿债能力较弱;(3)若该比率大于1,则表明偿债能力很强。但若储备过多,就经济发展的角度而言,机会成本过高。因此,储备过多也不一定是一件好事。

也可以把国际储备与每月商品劳务进口支出额进行对比,该指标即所谓的国际储备足以支付进口额的月数。按国际惯例,一国国际储备以能支付三个月的平均进口额为宜。

影响国际储备与债务的比率以及国际储备与每月商品劳务进口支出额的比率的因素主要有三个:(1)一国的储备管理政策,即一些国家愿意保持高额储备,而另一些国家则希望保持低水平的储备,但多数国家一般注重高额储备,以防不测;(2)一国经济发展计划的规模所引起的对国外商品劳务需求的大小;(3)一国的经常收支的状况。

(八) 储备偿债能力系数

$$\text{储备偿债能力系数} = \frac{\text{国际储备增长速度}}{\text{外债还本付息额增长速度}} = \frac{\text{REVR}}{\text{TDSR}}$$

该指标是从动态的角度来衡量一国清偿外债的能力。设置该指标的目的是想以外债还本付息额来规定国际储备数量的大小。然而,要确切地规定储备量的多少,历来是理论界和实际部门争论的焦点。这是因为,若一国的储备过多,机会成本提高,影响经济发展的速度;若一国的储备过少,则容易发生债务危机。按国际惯例,一国的国际储备应该同其进口保持一定的比例关系,即国际储备量应能满足三个月的进口需要。然而这种储备与进口的比例方法在理论上没有足够的依据,其原因在于国际储备不仅仅是用来支付进口的,还主要用于弥补国际收支赤字。因此,有理由把国际储备与外债还本付息额联系起来,但是没有足够的资料验证两者之间的比例关系。因此,为克服困难,可采用适当的基期,考察其变动速度之间的关系就成为一种折中的办法。该指标的经济含义也可分三种情况加以说明:(1)若该指标等于1,则说明偿债能力保持不变;(2)若该指标小于1,则表明偿债能力下降;(3)若该指标大于1,则表明偿债能力提高。

本章小结

考虑到管理外债等各方面的问題,各国对外债有不同的定义。就是在我国,不同部门对外债的统计口径也不一致。我国国家外汇管理局在总结国外外债统计经验的基础上,结合我国的具体情况,建立了我国外债统计的监测系统,并对外债下了定义:“外债是指中国境内的机关、团体、企业、事业单位、金融机构或其他机构对中国境外的国际金融组织、外国政府、金融机构、企业或其他机构用外国货币承担的具有契约性偿还义务的全部债务。”

随着我国改革开放的不断深化和社会主义市场经济体制的建立,我国对外借债的规模也在不断扩大。同时,对外债的严格而有效的管理也显得日趋重要。明确外债统计的概念,把握其特征,以便提供可靠和科学的外债统计数据,而且为政府监测我国外债计划执行情况提供准确的数字依据。

国际收支统计与利用外资统计和外债监测统计之间具有必然的内在联系。当国际收支发生逆差时,需要流入外资弥补,必然会增加对外负债;反之,当国际收支发生顺差时,则必然会减少对外负债或增加对外债权。

衡量外债适度规模的统计指标应围绕外债与经济结构的协调和经济增长,外债的直接效益和间接效益以及整体效益和微观效益,外债偿还问题三个方面的因素来建立一套完整的指标体系,它包括外债总量指标、外债使用效益指标、外债结构指标、外债偿还能力指标等。

思考与练习

1. 我国国家外汇管理局是怎样给外债下定义的?它具体包括哪些内容?
2. 简述外债检测统计的作用。
3. 试分析国际收支统计、利用外资统计和外债检测统计的异同。
4. 简述用来描述外债总量的统计指标。
5. 简述用来描述外债使用效益的指标。
6. 简述怎样划分外债的结构以及分析,并说明有哪些外债结构指标。
7. 简述外债的偿还能力指标。
8. 简述衡量外债适度规模的统计指标编制要求。

证券市场价格指数 理论体系

第一节 股票价格指数体系

一、国外证券市场股价指数评析

自 20 世纪 70 年代第一只指数基金诞生以来,金融指数产品创新层出不穷,指数期货、指数期权、指数存托凭证、指数债券、指数存款等等,它们极大地丰富了国际金融市场,指数化投资逐渐成为证券市场的重要投资方式。正是由于金融指数具有投资性,它也更加受到投资者的关注,投资者对指数提出了更多要求,指数编制随着指数产品创新的发展经历了重大变革,从设计原则到选样方式,从计算方法到编制机构。产品实践促使指数更新以适应发展潮流,新型指数又不断催生新的投资产品,形成了两者相互促进、共同繁荣的局面。

现代金融指数按其使用功能不同可分为两大类:第一类是基准指数(benchmark index),其主要目的是反映目标市场的整体波动,因此市场覆盖范围广、代表性好、行业分布均衡。另一类是投资指数(investment index),其主要目的是用于指引投资者进行投资,投资指数主要用于指数基金(index funds)、指数期货和期权(index futures & options)、交易所交易基金(ETFs)等金融指数创新产品。投资指数的生命力在于可投资性,即有较好的流动性和较低的复制成本。

目前,国际上许多著名的证券指数都是由专业的指数公司编制和发布的,而其中最

为知名的四家全球性指数公司为:道·琼斯公司、标准普尔公司、摩根斯坦利资本国际公司和富时公司,它们的核心指数广泛发布于全球各大媒体,已为人们耳熟能详。

(一) 道·琼斯(Dow Jones)股价指数系列

道·琼斯公司由 Charles Dow、Eddie Jones 和 Charles Bergstresser 于 1882 年创立。道·琼斯公司主要提供新闻服务和指数服务,道·琼斯工业指数(DJIA)创立于 1896 年,道·琼斯新闻服务(即现在道·琼斯通讯社的一部分)创立于 1897 年。目前道·琼斯指数公司编制并维护着 4 000 多个指数,涉及股票价格指数、债券价格指数和商品指数。

道·琼斯股价指数系列可以分为三大类:第一类为基准指数,包括道·琼斯全市场指数、道·琼斯 STOXX 指数和道·琼斯威尔希尔指数;第二类为蓝筹股指数,包括道·琼斯股价平均数、道·琼斯顶尖指数;第三类为特殊指数,包括道·琼斯 Micro-Sector 指数、道·琼斯 REIT 指数、道·琼斯伊斯兰市场指数、道·琼斯互联网股票指数、道·琼斯精选股利指数和道·琼斯可持续类指数等。

1. 道·琼斯全市场指数

道·琼斯全市场指数(DJTMI)是一个全面的世界指数系列,它能够向国际投资者提供一个全方位的投资组合管理和衡量工具。道·琼斯全市场指数主要由道·琼斯地域指数、规模指数、风格指数和经济分类指数组成。以上四种分类指数交叉组合(例如国家行业指数、国家规模风格指数等)可以精确反映世界证券市场每一个细小的变化。该指数体系用了 3 000 多个全市场指数来反映全球 5 500 多家上市公司股票价格的实时变动。

2. 道·琼斯 STOXX 指数

道·琼斯 STOXX 指数由 STOXX 公司开发,主要是用于反映整个欧洲证券市场价格波动情况,作为欧洲投资者的投资基准指数。道·琼斯 STOXX 指数系列包括蓝筹股指数、大市场指数、全球指数、规模指数、风格指数、超行业指数、可持续指数和专题指数。指数包括五个地区指数:全欧洲、欧元区、除英国外的欧洲、北欧和除欧元区外的欧洲。

3. 道·琼斯威尔希尔指数

道·琼斯威尔希尔指数(Dow Jones Wilshire Indexes)由威尔希尔协会和道·琼斯指数公司共同拥有这一指数品牌,并由道·琼斯指数公司负责计算和维护。目前道·琼斯威尔希尔指数主要包括 5000 指数、4500 指数、房地产股票指数和房地产投资信托(REITs)指数。

道·琼斯威尔希尔 5000 指数是美国股市波动最全面的衡量标尺,便于投资者跟踪整个美国股市,而道·琼斯威尔希尔 4500 指数为那些已经跟踪了标准普尔 500 指数的投资者提供了跟踪其他美国股票的工具。道·琼斯威尔希尔 RESI 指数涵盖了所有公开交易的房地产证券,包括 REITs 和房地产运营公司(REOCs)。

4. 道·琼斯股价平均数

道·琼斯股价平均数(Dow Jones Averages)是一个股价指数系列,是国际上历史最为悠久、使用最为广泛的股价指数,它以在纽约证券交易所挂牌上市的一部分具有代表性大公司股票为编制对象,为优等股票提供了直接的市场全貌,也基本上反映了股票市场的变化趋势。长期以来,道·琼斯股价平均数被看成是一种权威性的股价指数,被认为是反映美国政治、经济和社会行情的最敏感的股价指数,是用来作为观察分析西方市场动态和进行投资、投机的重要参考依据。

5. 道·琼斯顶尖指数

道·琼斯全球顶尖指数(DJTI)主要是为了全球蓝筹股的投资者而设计的。投资全球的蓝筹股具有较高的收益增长潜力,而且在全球范围内分散投资,其非系统风险较小,波动率也较小。道·琼斯国家顶尖指数反映了各国规模最大、流动性最好的股票的价格波动,每个国家顶尖指数的成分股都是从对应的全市场指数成分股中选择来的。

6. 道·琼斯中国指数

在1996年5月27日纪念道·琼斯工业股票平均价格指数诞生一百周年之际,道·琼斯公司推出了道·琼斯中国指数系列。作为第一个由全球指数编制机构为中国大陆股票市场编制的指数系列,道·琼斯中国指数为投资者提供了一个衡量中国国内资本市场表现的权威性工具。

7. 其他道·琼斯指数

随着股票市场的不断发展和深化,道·琼斯公司也在不断地推出一系列特殊指数以进一步满足投资者的需要,包括道·琼斯 MicroSector 指数、道·琼斯 REIT 指数、道·琼斯伊斯兰市场指数、道·琼斯互联网股票指数、道·琼斯精选股利指数和道·琼斯可持续类指数等。

(二) 标准普尔(Standard & Poor's, S&P)股价指数系列

标准普尔公司是美国一家最大的证券研究机构。该公司从1923年起开始编制并发表股价指数。该公司历史最为悠久的指数为 S&P500 指数。经过多年的发展,该公司的股价指数系列主要包括 S&P 全球 1200 指数、S&P 全球 100 指数、S&P 新兴市场指数、S&P 增长和价值指数、S&P 国家指数和欧洲指数等系列指数。新创立的指数系列在计算方法上大多延续了 S&P500 指数的方法。

1. S&P 全球 1200 指数

S&P 全球 1200 指数(S&P Global 1200 Index)是第一个实时计算的全球指数,它旨在为投资者提供可投资的全球投资组合。该指数涵盖了 31 个国家,由 6 个地区指数组成:S&P500 指数(美国)、S&P 多伦多 60 指数、S&P 拉丁美洲 40 指数、S&P 东京 150 指数、S&P 亚太 100 指数和 S&P 欧洲 350 指数。

S&P 全球 1200 指数根据全球行业分类标准(GICS)对股票进行行业分类。

S&P1200 指数在地理和经济上对 10 个 GICS 市场行业进行了调整。这些行业分类在 S&P 的所有指数计算中保持一致,包括消费者自由支配、消费者日常必需、能源、金融、医疗、工业、信息技术、材料、电讯、服务和公用事业。S&P 根据上市公司的收入主要来源确定其股票所属行业。

2. S&P 全球 100 指数

S&P 全球 100 指数(S&P Global 100 Index)是一个全球蓝筹股指数,其成分股的选择范围为 S&P 全球 1200 成分股中的跨国公司股票以及其他调整市值在 50 亿美元以上的跨国公司股票。

标准普尔公司还编制了 S&P 新兴市场指数、S&P 增长和价值指数、S&P 国家指数和欧洲指数等系列指数。这些指数又是由许多指数构成的子体系,如 S&P 美国指数系列包括了 S&P500 指数、S&P 等权重指数、S&P500 O-Strip 指数、S&P 中市值 400 指数、S&P 小市值 600 指数、S&P 综合 1500 指数、S&P1000 指数、S&P900 指数、S&P100 指数、S&P REIT 综合指数。

(三) 摩根斯坦利资本国际(MSCI)股价指数系列

MSCI 指数系列虽然没有像道·琼斯指数那样得到新闻界的广泛认同,但是它却是国际投资者使用最多的基准指数之一。MSCI 指数涵盖 23 个发达国家市场和 27 个新兴市场,对不同国家编制了国家指数、价值指数和增长指数、小市值指数和扩展指数以及中国指数系列。

1. 国家指数

MSCI 收集每个上市公司的股价、发行量、大股东持有量、自由流通量、每月交易量等数据,并将上市公司按全球行业分类标准(GICS)进行分类,在每一个行业中以一定的标准选取 60%市值的股票作为成分股,选取标准包括市值规模(市值)、长期短期交易量、交叉持股情况和流通股数量。由于 MSCI 先划分行业,再从行业中选择股票,这样保证了指数组合中各行业都有相对固定比例的股票,使得指数具有较强的行业代表性。

2. 价值指数和增长指数

用上述方法,MSCI 首先计算了国家指数,然后利用市净率(市值/净资产)将所有国家指数划分为两个指数,市净率较小的一部分称为价值指数,而市净率较高的那一部分称为增长指数。

3. 小市值指数和扩展指数

小市值指数包括那些市值介于 2 亿~8 亿美元之间的股票,它用于反映发达市场中小市值股票的表现。而扩展指数则是将市值的覆盖率从标准指数的 60%扩展到 70%,在扩展指数中包括了一些市值规模较小的股票。

4. 中国指数系列

MSCI 中国指数系列主要是用来反映中国大陆、中国香港以及中国台湾地区股票

市场的股票价格综合变动。目前 MSCI 发布的中国指数系列主要包括 MSCI 中华指数和 MSCI 金龙指数。

(四) 富时(FTSE)股价指数系列

富时指数系列以代表性、可操作性及公开性著称,其中最负盛名的指数为富时 100 指数(FTSE100),它是英国最具权威性和代表性的股价指数。经过多年发展,富时股价指数已成体系,主要包括三大类:富时全球指数、富时英国指数和其他富时指数。

富时全球指数系列包括富时世界指数系列、富时金矿指数系列、富时全球伊斯兰指数系列、富时全球行业指数系列、富时全球风格指数系列、富时跨国公司指数系列、富时四好指数系列。

富时英国指数包括富时英国指数系列(包括 FTSE100)、富时科技指数系列、富时 APCIMS 私人投资者指数系列。

其他富时指数包括富时 ASE 指数系列、富时 eTX 指数系列、富时欧洲行业指数系列、富时恒生指数系列、富时香港 MPF 指数、富时日本指数、富时 JSE 非洲指数系列、富时 Latibex 全样本指数、富时 Norex30 指数、富时台湾 50 指数和富时新华指数系列。

(五) 其他国际著名股价指数

除了上述在世界范围内有相当影响力的著名股价指数外,还有一些国际著名股价指数诸如香港恒生指数系列(Hang Seng Index)、纽约证券交易所综合指数(NYSE Composite Index)、价值线综合指数(Value Line Composite Index, VLCI)、日经平均数(Nikkei Stock Average)、东京证券交易所股价指数(Tokyo Stock Price Index)、DAX-30 指数(Deutsche Aktien 30 Index)、CAC40 指数(Compagnie des Agents de Change 40 Index),它们在国际各个发达金融市场中都扮演着举足轻重的角色。

(六) 国际股价指数编制特点新趋势

20 世纪 70 年代之前,股票市场投资以个股为主,但随着第一只指数基金的诞生,指数化投资理念日益得到市场的认可,股价指数的功能已经从最初的表征功能拓展到了投资功能,围绕股价指数的投资产品创新层出不穷,从指数基金到指数期货和期权、交易所交易基金(ETFs)等等,指数创新产品的蓬勃发展,使得投资者更加关注股价指数,甚至开始追究其编制方法和原理,对指数编制提出了更高、更多样的要求。综观国际纷繁多样的股价指数,其编制呈现出了如下特点和新趋势。

1. 股价指数编制日趋全球化

经济的全球化和电子交易技术的发展使得投资者可以在全球范围内投资,而全球化的投资也有利于国际投资者充分分散投资风险。指数公司为了适应国际投资者的国际化需求,纷纷推出有自身特色的全球指数。全球化指数一般都覆盖了全球几个经济最活跃的地区,如北美、欧洲和一些新型市场(如亚洲)等,在区域性指数下又分别设立国家级的指数,以反映该国的股票市场的价格波动。

指数编制的全球化还表现在国际化的指数公司在指数编制时与当地交易所和当地

指数公司进行国际化合作,以得到取长补短的效果。例如道·琼斯指数公司、富时指数公司纷纷与中国的研究机构合作编制中国股价指数系列。一方面,国际化指数公司拥有丰富的指数编制经验和众多的客户,它们编制的指数很容易得到国际投资者的认同,这是一个指数成功的标志,同时也将极大地推动当地指数编制的繁荣和发展。另一方面,本地交易所和指数公司熟悉本地市场优势,拥有丰富的市场数据。

2. 股价指数编制日趋个性化

指数编制已经发展成为一个盈利丰厚的行业,以客户需求为导向已成为各大指数公司的服务理念。在市场出现价值型投资和增长型投资等不同投资理念时,指数公司相应推出了价值指数和增长指数;当投资者对公司的可持续发展十分关注时,指数公司推出了可持续发展类指数、四好指数等特色指数;许多指数公司还专门推出了为客户度身订制股价指数的个性化服务。

3. 多采用国际通行经济行业分类方法

随着资本流动的国际化发展,为了便于全球股价指数的计算以及国际间的横向对比,成分股大多采用国际通行的行业分类方法进行分类,如道·琼斯全球行业分类标准(DJGCS)、全球行业分类标准(GICS)。这些行业分类标准也在随着经济的发展而进行着不断更新和调整,如道·琼斯指数公司和威尔希尔协会对DJGCS进行了修订,提出了新的行业分类基准(ICB)。

4. 股价指数计算方法以市值加权平均法为主

从国际指数编制来看,所用到的指数计算公式主要包括算术平均法和几何平均法。用几何平均法计算的指数很少,最有代表性的为价值线几何指数(VLG)。几何平均法的优点是便于变换基期,然而其指数收益率和指数篮子实际收益率不一致,不利于指数产品的避险操作。由于几何平均数小于等于算术平均数,导致几何平均数指数的变动始终低于指数篮子的收益率,有些投资者就利用这一差异,在指数期货的指数篮子之间进行套利。正因为如此,价值线指数期货于1988年3月9日将其标的指数更换为简单算术平均法计算的价值线算术指数(VLA)。

算术平均法比较便于投资者的避险操作。该方法又分为简单算术平均法和加权算术平均法,而其中加权算术平均法又包括价格加权平均法和市值加权平均法。计算公式如下:

$$I = \frac{1}{N} \sum \frac{p_{1i}}{p_{0i}}$$

简单算术平均法:

$$I = \frac{\sum \frac{p_{1i}}{p_{0i}} \times p_{0i}}{\sum p_{0i}} = \frac{\sum p_{1i}}{\sum p_{0i}}$$

价格加权平均法:

$$I = \frac{\sum \frac{p_{1i}}{p_{0i}} \times p_{0i} q_{0i}}{\sum p_{0i} q_{0i}} = \frac{\sum p_{1i} q_{0i}}{\sum p_{0i} q_{0i}}$$

市值加权平均法:

$$I = \frac{\sum \frac{p_{1i}}{p_{0i}} \times p_{0i} q_{1i}}{\sum p_{0i} q_{1i}} = \frac{\sum p_{1i} q_{1i}}{\sum p_{0i} q_{1i}}$$

式中, p_{1i} 和 p_{0i} 为第 i 个成分股报告期和基期的价格, q_{1i} 和 q_{0i} 为第 i 个成分股报告期和基期的数量, N 为股票个数。

简单算术平均法是假定成分股具有相同的市值,该指数对于在指数篮子中平均分配资金的投资者来说是有实际意义的,其代表性指数为价值线算术指数(VLA),其优点在于计算简单,需要的信息较少,但比较容易受人为操纵。价格加权平均法假定成分股数量相同,价格较高的成分股比重较高,价格较低的成分股比重较低,其代表性指数为道·琼斯工业平均数(DJIA)和日经 225 平均数(NIKKEI225)。市值加权平均法以成分股的市值作为权数,该指数能够体现整个成分股市场的价格综合变动,目前国际上绝大多数证券指数都是采用市值加权平均法计算的,该方法是三种算术平均法中最为复杂的,需要的信息量也最多,但计算机处理已不成问题。

5. 自由流通市值加权成为新的趋势

目前各大指数公司在编制各类指数时,不仅要考虑是否比较准确地反映了编制对象总体的波动,而且必须考虑指数对投资者而言的操作性,也即所谓的指数的可投资性。因此,它们编制的主要指数都已经或即将采用自由流通市值进行加权,因为自由流通的股票才是投资者可以投资的。尽管各指数各自对于自由流通股的定义有所差异,但是总的出发点以及自由流通股的包括范围大致相同。一般来说,指数公司在确定自由流通股时是以发行在外的股本为基础,扣除一些无法流通或流动性极差的股份数而得到的,扣除范围主要包括:政府持有股份、公司交叉持有股份、个人或家族持有的以控股为目的的股份,以及对外国投资者有限制的股份等。但是信托公司、共同基金、投资公司和风险资本所持有的股份一般计算在自由流通股之内。

采用调整自由流通市值已经日益成为国际证券指数计算的发展趋势,众多指数公司已经将旗下的证券价格指数纷纷转换为自由流通市值加权指数。如此计算的价格指数的收益率与市场成分股投资者平均收益率相同,指数的波动也就可以比较准确地反映投资者的盈亏状况的变动。

自由流通市值反映了市场上真正可以交易的股票量,但该方法比较烦琐,而且有可能导致指数的频繁调整。为了在可投资和简便之间进行权衡,国际著名指数公司 MSCI 和 FTSE 采用了调整流通市值方法。调整流通市值是总股本用折算因子进行调整而得到的。

二、我国证券市场股价指数

(一) 上海证券交易所股价指数系列

上海证券交易所股价指数系列是由上海证券交易所编制并发布的上证指数系列，主要包括上证综合指数、上证 180 指数、A 股指数、B 股指数和分类指数。其中最早编制的是上证综合指数。这一指数系列的建立是随着我国证券市场的不断完善和发展而逐步形成的，指数种类在不断地扩充，原有指数也在不断完善。为了保证指数编制的科学性和指数运作的规范性，上海证券交易所成立了指教专家委员会，就指数编制方法、样本股选择等提供咨询意见。

上证指数系列从总体上和各个不同侧面反映了上海证券交易所上市证券品种价格的变动情况，可以反映不同行业的景气状况及其价格整体变动状况，从而给投资者提供不同的投资组合分析参照系。随着证券市场在国民经济中的地位日渐重要，上证指数也将逐步成为观察中国经济运行的“晴雨表”。

表 6.1 上证指数系列

指数名称	基准日期	基准点数
样本指数类		
上证 180	2002-06-28	3 299.06
上证 50	2003-12-31	1 000
红利指数	2004-12-31	1 000
180 金融	2002-06-28	1 000
治理指数	2007-06-29	1 000
上证 180 全收益	2002-06-28	3 299.06
上证 50 全收益	2003-12-31	1 000
上证红利全收益	2004-12-31	100
180 金融全收益	2002-06-28	1 000
治理指数全收益	2007-06-29	1 000
综合指数类		
上证指数	1990-12-19	100
新综指	2005-12-30	1 000
分类指数类		
A 股指数	1990-12-19	100
B 股指数	1992-02-21	100
工业指数	1993-04-30	1 358.78
商业指数	1993-04-30	1 358.78
地产指数	1993-04-30	1 358.78
公用指数	1993-04-30	1 358.78
综合指数	1993-04-30	1 358.78

1. 上证综合指数

上海证券交易所股价指数,简称上证综合指数,该指数自1991年7月15日起正式发布,以1990年12月19日为基日(基日为100点),以现有所有上市的股票(包括A股和B股)为样本,以报告期股票发行量为权数进行编制。其计算公式为:

$$\text{今日股价指数} = \frac{\text{今日市价总值}}{\text{基日市价总值}} \times 100$$

具体计算方法是,以基期和计算日的全部股票的收盘价(如当日未成交,则延用上一日收盘价)分别乘以发行股数,但如遇上市股票增资扩股或新增(删除)时,则需进行修正。其计算公式调整为:

$$\text{新基准市价总值} = \frac{\text{修正前市价总值} + \text{市价总值变动额总值}}{\text{修正前市价总值}} \times \text{修正前基准市价总值}$$

$$\text{本日股价指数} = \frac{\text{本日市价总值}}{\text{新基准市价总值}} \times 100$$

上证综合指数在编制上有以下几个特点:

第一,以在上海证券交易所挂牌上市的全部股票作为编制对象。这种做法有其优点,即能比较全面、准确地反映某一时点股票价格的全面变动情况,能广泛地考虑行业分布,兼顾公司的不同规模和实力,因而具有广泛的代表性。同时,采用全部股票作为采样股的客观原因是由于当时上海证券市场正处于起步阶段,上市股票只有8只,无法采用样本股来编制指数。然而,将全部股票计入指数内,又产生如下两个缺陷:一是敏感性较差,即不能敏感地反映主要上市公司股票价格对市场大势的影响;二是只要有新股上市,就得计入指数中,使得指数内部结构变动频繁,影响了指数内部结构的稳定性和指数前后的可比性。

第二,以发行量作为权数。采用发行量作为权数编制股价指数是国际上通行的做法,这主要是因为国外的股票发行量一般都可上市流通。但我国股票发行量中的国家股和法人股约占总股本的70%左右,且不能上市流通。将如此巨大份额的不能上市流通的股本列入权数范围内,所编制的指数只能反映潜在的流通市场,而不能反映现实市场股价的综合变动情况。

第三,指数基期定为100点。这也是国际惯例之一,比较容易被人接受和理解。

与上证综合指数相关的一组指数叫上证分类指数,上证分类指数主要包括两类:一类是A股指数和B股指数,对上交所上市的A股和B股分别计算,以反映A股和B股的股价整体变动状况,指数的基日分别为1990年12月19日和1992年2月21日,基日均为100点,自1992年2月21日起正式发布;另一类是行业分类指数,对在上交所上市的股票按工业、商业、房地产、公用事业和综合等5大类分别计算,以反映不同行业的景气状况及股票股价变动情况。上证分类指数的基日为1993年4月30日,基期指

数定为 1 358.78 点(按 1993 年 4 月 30 日上证综合指数收盘数确定),以相应类别的全部上市股票发行股数为权数分别计算,行业分类指数自 1993 年 6 月 1 日起正式发布。

2. 新上证综指

新上证综指当前由沪市所有 G 股组成;此后,实施股权分置改革的股票在方案实施后的第二个交易日纳入指数;指数以总股本加权计算;新上证综指于 2006 年 1 月 4 日发布。新上证综指简称为新综指,指数代码为 000017。

(1) 基日、基期与基点。

新上证综指以 2005 年 12 月 30 日为基日,以该日所有样本股票的总市值为基期,基点为 1 000 点。

(2) 样本选取。

样本选取已完成股权分置改革的沪市上市公司股票。

(3) 指数计算。

新上证综指采用派许加权方法,以样本股的发行股本数为权数进行加权计算,计算公式为:

$$\text{报告期指数} = \frac{\text{报告期成分股的总市值}}{\text{基期}} \times \text{基期指数}$$

其中,总市值 = $\sum$ (市价 $\times$ 发行股数)。

(4) 指数的修正。

① 修正公式。

新上证综指采用“除数修正法”修正。

当成分股名单发生变化或成分股的股本结构发生变化或成分股的市值出现非交易因素的变动时,采用“除数修正法”修正原固定除数,以保证指数的连续性。修正公式为:

$$\frac{\text{修正前的市值}}{\text{原除数}} = \frac{\text{修正后的市值}}{\text{新除数}}$$

其中,修正后的市值 = 修正前的市值 + 新增(减)市值;由此公式得出新除数(即修正后的除数,又称新基期),据此计算以后的指数。

② 需要修正的几种情况:

- 新样本股入选:完成股权分置改革的股票在实施后第二个交易日纳入指数。
- 新上市:凡有成分股新上市,上市后第一个交易日计入指数。
- 除息:凡有成分股除息(分红派息),指数不予修正,任其自然回落。
- 除权:凡有成分股送股或配股,在成分股的除权基准日前修正指数。

修正后市值 = 除权报价 $\times$ 除权后的股本数 + 修正前市值(不含除权股票)

- 汇率变动:每一交易周的最后一个交易日,根据中国外汇交易中心该日人民币兑美元的收盘价修正指数。

- 停牌:当某一成分股处于停牌期间,取其正常的最后成交价计算指数。
- 摘牌:凡有成分股摘牌(终止交易),在其摘牌日前进行指数修正。
- 股本变动:凡有成分股发生其他股本变动,在成分股的股本变动日前修正指数。

修正后市值 = 收盘价 × 调整后的股本数 + 修正前市值(不含变动股票)

- 停市:指数样本股部分停市时,指数照常计算;指数样本股全部停市时,指数停止计算。

3. 上证成分股指数

目前上证成分股指数主要经历了三个发展阶段,即1996年6月至2002年6月的上证30指数阶段、2002年6月以后在上证30指数基础上发展起来的上证180指数阶段和上证50指数阶段。这一发展是股价指数适应市场发展的需要。

(1) 上证30指数。

上海证券市场经过几年的发展,规模迅速扩大。由于市场规模、结构的巨大变化,仅用上证综合指数已不能满足投资多侧面、多角度审视上市公司及其市场表现的需要。为了弥补上证综合指数的不足,1996年6月上海证券交易所宣布进行“上证30指数”的编制。上证30指数的出台,在当时恰为投资提供了一个重要的参考依据。可以说上证30指数的诞生顺应了市场发展的需要,是上海证券市场发展到一定阶段的必然产物。

上证30指数是以在上海证券交易所上市的A股股票中选取最具市场代表性的30种样本股票为计算对象,并以这30家流通股数为权数的加权综合股价指数,取1996年1月至3月的平均流通市值为指数的基期,指数以“点”为单位,基期指数定为1000点。该指数于1996年7月1日起正式发布。2002年7月1日被上证180指数替代而终止发布。

上证30指数的编制方法有以下特点:

第一,以流通量作为权数。应该看到,用发行量作为权数是国际上通行的做法,因为国外证券市场的发行量与流通相差不大。考虑到我国有国家股和法人股暂不上市流通,而上证30指数又是描述流通市场的股价指数,因此选择流通量作为权数可以更真实、贴切地反映市场动态演变。

第二,以1996年第一季度为编制基期。它不是用某一日作为基期,而是用某一时间段作为基期,这与标准普尔指数选用基期的方法相类似。这种基期选择的最大特点是可避免因某一交易日整体股价水平偏高或偏低而造成对日后股价指数走势产生不良影响。

第三,指数基点定为1000点。将指数的基点定为100点或1000点都是国际惯例,两者各有特点。上证30指数将基点定为1000点是基于如下考虑:一是当股价波动比

较小时,即当指数全天波动不到一个指数点时,用较小的“千分点”作为计量单位,可以更灵敏和直观地反映股价走势;二是在未来可能出现的期货交易中,减少指数计量单位相当于减少期货指数交易中平仓与交割的清算单位,因此将基点定为 1000 点,便于指数期货的运作和结算;三是国外有许多国家或地区将指数的基点定为 1000 点,如香港联交所普通股指数、加拿大多伦多 300 综合股价指数等。

第四,样本容量定为 30。以固定的样本容量来编制指数,是国际上通行的做法。它体现了指数内部结构稳定性和指数前后可比性的客观要求。上证 30 指数之所以选 30 家样本股,是基于如下的考虑:一是从统计的角度来看,样本容量大于或等于 30,一般可认为是大样本,借此对某一群体的推断较具有代表性。二是以固定的样本容量来编制指数是很常见的,以美国、英国、日本和中国香港等证券交易所上市的股票数来看,截至 1994 年底,这些国家和地区编制指数的样本股数占全部股票数的比例在 0.31%至 12.16%之间,上海证券交易所 1994 年上市股票数为 204 家,若取 30 家则占其 14.38%,高于上限 12.61%,但考虑到上海股票市场处于高速发展阶段,不断有新股上市,所以样本容量放宽到 30 家是可行的。三是国际上大多数指数采用的样本数是 5 的倍数,这是基于简单和计算方便来考虑的。例如,道·琼斯公司编制的工业股价平均数取 30 种股票,公用事业平均数取 15 种股票,标准普尔指数取 500 种股票及 100 种股票等。这些股价指数所代表的市价总值占总市价总值的比重在 15%~80%之间。上证 30 指数的样本股为 30,也是 5 的倍数,30 家样本股占 A 股总流通量市值的 36%。从上证 30 指数的编制和发布看是基本正常的。四是鉴于当时上海股市的规模,选取太大的样本容量会使指数对市场代表性股票的意义淡化,其特点不能被充分反映。

(2) 上证 180 指数。

然而,随着我国证券市场的进一步高速扩容,以及与国外成熟证券市场的区别,借鉴国际经验的上证 30 指数由于样本容量偏小、成分股未及时更新等原因,也逐渐失去了市场代表性。

为推动长远的证券市场基础建设和规范化进程,2002 年 6 月,上海证券交易所对原上证 30 指数进行了调整并更名为上证成分指数(简称上证 180 指数)。上证成分指数的编制方案,是结合中国证券市场的发展现状,借鉴国际经验,在原上证 30 指数编制方案的基础上做进一步完善后形成的,目的在于通过科学客观的方法挑选出最具代表性的样本股票,建立一个反映上海证券市场的概貌和运行状况,能够作为投资评价尺度及金融衍生产品基础的基准指数。

上证 180 指数是在所有 A 股股票中抽取最具市场代表性的 180 种样本股票,以成分股的调整股本数为权数进行加权计算,2002 年 7 月 1 日正式发布。作为上证 30 指数的延续,基点为 2002 年 6 月 28 日上证 30 指数的收盘指数 3299.05 点。其计算公式为:

$$\text{报告期指数} = \frac{\text{报告期成分股的调整市值}}{\text{基日成分股的调整市值}} \times 1000$$

$$\text{调整市值} = \sum (\text{市价} \times \text{调整股本数})$$

当样本股名单发生变化或样本股的股本结构发生变化或股价出现非交易因素的变动时,采用“除数修正法”修正原固定除数,以维护指数的连续性。

上证 180 指数的编制方法主要有以下几个特点:

第一,上证 180 指数是上证 30 指数的延伸,在指数编制中有很多方面继承了上证 30 指数的特点。

第二,以调整股本作为权数。由于考虑到我国股票市场结构的特殊性,以及未来可能的结构变动,上证 180 指数采用调整股本为权数,采用分级靠档的方法对成分股股本进行调整。根据国际惯例和专家委员会意见,上证成分指数的分级靠档方法如表 6.2 所示。比如,某股票流通股比例(流通股本/总股本)为 7%,低于 10%,则采用流通股本为权数;某股票流通比例为 35%,落在区间(30, 40)内,对应的加权比例为 40%,则将总股本的 40%作为权数。

表 6.2 上证 180 指数成分股股本分级靠档表

流通比例(%)	≤10	(10, 20]	(20, 30]	(30, 40]	(40, 50]	(50, 60]	(60, 70]	(70, 80]	>80
加权比例(%)	真实值	20	30	40	50	60	70	80	100

第三,以摩根斯坦利和标准普尔公司联合发布的全球行业分类标准(GICS)为基础,结合我国上市公司实际特点进行调整,将上市公司分为 10 大行业:能源、材料、工业、可选消费、主要消费、健康护理、金融、信息技术、通讯服务和公用。行业划分标准原则如下:①如果公司某项主营业务的收入占公司总收入的 50%以上,则该公司归属该项业务对应的行业;②如果公司没有一项主营收入占到总收入的 50%以上,但某项业务的收入和利润均在所有业务中最高,而且均占到公司总收入和总利润的 30%以上,则该公司归属该业务对应的行业;③如果公司没有一项业务的收入和利润占到 30%以上,则由专家组进一步研究和分析确定行业归属。

第四,上证 180 成分股的选择方法更加贴近实际。首先确定样本空间,上证 180 成分股的样本空间为:剔除部分不符合条件股票后的所有上海 A 股股票。这些不符合条件的股票主要包括:上市时间不足一个季度的股票;暂停上市的股票;经营状况异常或最近财务报告严重亏损的股票;股价波动较大、市场表现明显受到操纵的股票和其他经专家委员会认定的应该剔除的股票。然后,在确定样本空间的基础上,上证 180 指数根据以下四个步骤进行选择:

① 上证 180 的选择以行业内的代表性、规模、流动性为标准,根据总市值、流通市值、成交金额和换手率对股票进行综合排名。具体方法是:根据过去一年的日均数据,先对各指标分别排名,然后将各指标的排名结果相加,所得和的排名作为股票

的综合排名。

② 按照各行业的流通市值比例分配样本只数。具体方法是:

$$\text{第 } i \text{ 行业样本配额} = \frac{\text{第 } i \text{ 行业所有候选股票流通市值之和}}{\text{所有候选股票流通市值之和}} \times 180$$

③ 按照行业的样本分配只数,在行业内选取综合排名靠前的股票。

④ 对各行业选取的样本做进一步调整,使成分股总数为 180 家。

上证 180 指数依据样本稳定性和动态跟踪相结合的原则,每半年调整一次成分股,每次调整比例一般不超过 10%。特殊情况时也可能对样本进行临时调整。

(3) 上证 50 指数。

上证 50 指数的样本股由上证 180 指数样本股中规模(流通市值)大、流动性(成交金额)好的最具代表性的 50 只股票组成,指数综合反映了上海证券市场最具市场影响力的一批龙头企业的整体状况。上证 50 指数自 2004 年 1 月 2 日起正式发布,其目标是建立一个成交活跃、规模较大,主要作为衍生金融工具基础的投资指数。

上证 50 指数的计算方法和修正方法以及成分股的调整方法和时间均与上证 180 指数完全一致。样本调整设置缓冲区,排名在 40 名之前的新样本优先进入,排名在 60 名之前的老样本优先保留。

① 样本选取。

- 样本空间:上证 180 指数样本股。
- 样本数量:50 只股票。
- 选择标准:规模、流动性。
- 选择方法:根据流通市值、成交金额对股票进行综合排名,取排名前 50 位的股票组成样本,但市场表现异常并经专家委员会认定不宜作为样本的股票除外。

② 指数计算。

上证 50 指数采用派许加权方法,按照样本股的调整股本数为权数进行加权计算。计算公式为:

$$\text{报告期指数} = \frac{\text{报告期成分股的调整市值}}{\text{基期}} \times 1000$$

其中,调整市值 = $\sum$ (市价 $\times$ 调整股数)。

调整股本数采用分级靠档的方法对成分股股本进行调整。上证 50 指数的分级靠档方法如下表所示。

表 6.3 上证 50 指数成分股股本分级靠档表

流通比例(%)	≤ 10	(10, 20]	(20, 30]	(30, 40]	(40, 50]	(50, 60]	(60, 70]	(70, 80]	> 80
加权比例(%)	真实值	20	30	40	50	60	70	80	100

③ 指数的修正。

上证 50 指数采用“除数修正法”修正。

当成分股名单发生变化或成分股的股本结构发生变化或成分股的调整市值出现非交易因素的变动时,采用“除数修正法”修正原固定除数,以保证指数的连续性。修正公式为:

$$\frac{\text{修正前的调整市值}}{\text{原除数}} = \frac{\text{修正后的调整市值}}{\text{新除数}}$$

其中,修正后的调整市值=修正前的调整市值+新增(减)调整市值;由此公式得出新除数(即修正后的除数,又称新基期),并据此计算以后的指数。

需要修正的情况有:

- 除息:凡有成分股除息(分红派息),指数不予修正,任其自然回落。
- 除权:凡有成分股送股或配股,在成分股的除权基准日前修正指数。
- 修正后调整市值。

修正后调整市值 = 除权报价 × 除权后的股本数 + 修正前调整市值(不含除权股票)

- 停牌:当某一成分股停牌,取其最后成交价计算指数,直至复牌。
- 摘牌:凡有成分股摘牌(终止交易),在其摘牌日前进行指数修正。
- 股本变动:凡有成分股发生其他股本变动(如增发新股、配股上市、内部职工股上市引起的流通股本增加等),在成分股的股本变动日前修正指数。
- 停市:部分样本股停市时,指数照常计算;全部样本股停市时,指数停止计算。

④ 成分股调整。

上证 50 指数依据样本稳定性和动态跟踪相结合的原则,每半年调整一次成分股,调整时间与上证 180 指数一致。特殊情况时也可能对样本进行临时调整。

每次调整的比例一般情况不超过 10%。样本调整设置缓冲区,排名在 40 名之前的新样本优先进入,排名在 60 名之前的老样本优先保留。

(4) 上证红利指数。

上证红利指数挑选在上海证券交易所上市的现金股息率高、分红比较稳定、具有一定规模及流动性的 50 只股票作为样本,以反映上海证券市场高红利股票的整体状况和走势。该指数 2005 年 1 月 4 日发布。上证红利指数是上海证券交易所成功推出上证 180、上证 50 等指数后的又一次指数创新,是满足市场需求、服务投资者的重要举措。上证红利指数是一个重要的特色指数,它不仅进一步完善了上证指数体系和指数结构,丰富指数品种,也为指数产品开发和金融工具创新创造了条件。

(5) 上证 180 金融股指数。

上证 180 金融股指数从上证 180 指数中挑选银行、保险、证券和信托等行业的股票组成样本股,以反映上海证券市场的金融股走势,同时为投资者提供新的投资标的指数。

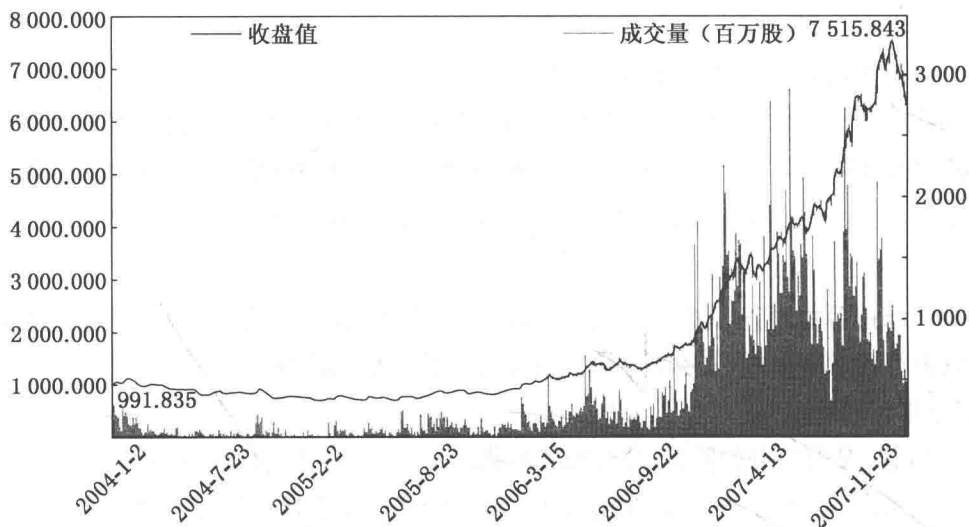


图 6.1 上海 180 金融股指数历史走势

(6) 上证公司治理指数。

上证公司治理指数是以上证公司治理板块的股票作为样本股编制而成的指数。推出公司治理指数的目的是鼓励和促进上市公司进一步改善公司治理,提升上市公司的整体质量。为综合反映上证公司治理板块的走势,上海证券交易所与中证指数有限公司于 2008 年第一个交易日正式发布上证公司治理指数,该指数以上证公司治理板块中的所有股票作为样本股,基日为 2007 年 6 月 29 日,基点为 1000 点。

4. 上证行业分类指数

上海证券交易所对上市公司按其所属行业分成五大类别:工业类、商业类、房地产业类、公用事业类、综合类,行业分类指数的样本股是该行业全部上市股票,包括 A 股和 B 股,反映了不同行业的景气状况及其股价整体变动状况,自 1993 年 5 月 3 日起正式发布。

(二) 深圳证券交易所股价指数

表 6.4 深证指数系列

指数简称	基 日	基日指数	起始计算日
深证成分指数	1994-7-20	1000	1995-1-23
成分 A 股指数	1994-7-20	1000	1995-1-23
成分 B 股指数	1994-7-20	1000	1995-1-23
深证 100 指数	2002-12-31	1000	2003-1-2
深证新指数	2005-12-30	1107	2006-2-16
中小板综指	2005-6-7	1000	2005-12-1

续 表

指数简称	基 日	基日指数	起始计算日
深证综合指数	1991-4-3	100	1991-4-4
深证 A 股指数	1991-4-3	100	1992-10-4
深证 B 股指数	1992-2-28	100	1992-10-6
农林牧渔指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
采掘业指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
制造业指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
食品饮料指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
纺织服装指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
木材家具指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
造纸印刷指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
石化塑胶指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
电子指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
金属非金属指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
机械设备指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
医药生物指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
水电煤气指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
建筑业指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
运输仓储指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
信息技术指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
批发零售指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
金融保险指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
房地产业指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
社会服务指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
传播文化指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
综合类指数	1991-4-3	1000	2001-7-2
沪深 300 指数	2004-12-31	1000	2005-4-8
深市基金指数	2000-6-30	1000	2000-7-3
中小板指数	2005-6-7	1000	2006-1-24
巨潮企业债指数	2002-12-31	100	2003-2-17

1. 深证综合指数

深证综合指数是以发行量作为权数来计算的,以所有在深圳证券交易所上市的股票为采样股。它以 1991 年 4 月 3 日为基日,基日指数定为 100。当有新股上市时,在其上市后第二天纳入采样股计算,若某一采样股暂停买卖时,将其剔除于指数的计算之外。若其在交易时间内突然停牌,则取其最后成交价格按盘计算即时指数,直至收市后,再进行必要的调整,将其剔除。其计算公式为:

$$\text{报告期指数} = \frac{\text{报告期市价总值}}{\text{基日市价总值}} \times 100$$

若采样股的股本结构或股票名单有所变动,则变动之日为新基日,以新基数计算,同时用“连锁”方法将计算所得的指数溯源于原有基日,以维持指数的连续性。

每日连锁方法的环比公式为:

$$\text{今日即时指数} = \text{上日收市股价指数} \times \frac{\text{今日现时总市值}}{\text{上日收市总市值}}$$

其中,今日现时总市值=各采样股的市价×已发行股数。

上日收市总市值是根据上日采样股的股本或采样股变动而做调整后的总市值,也就是理论意义下做调整后的总市值。

由此可见,该指数是通过将变动部分与原有的指数相乘加以调整和计算的。

深证综合指数的主要特点为:

第一,以上市的全部股票为指数股纳入指数计算范围,其计算范围的确立主要基于:①由于当时深圳股市处于刚起步阶段,上市股票仅 5 种,无法也不需要同国际上其他股票市场发达的国家一样,采用样本股编制股价指数。②将所有上市股票都纳入指数计算范围,能全面、准确地反映某一时点股票价格变动的情况。

然而,包含所有上市股票编制的深证综合指数也有不足之处:①若遇新股上市,则在第二天,指数公式都要变更一次。如深圳股市在 1991 年至 1994 年四年时间里,由 5 只股票增至 142 只,深圳综合指数公式已变更了 137 次。指数编制方法的变更,使每只股票对指数的影响不断降低,指数内部结构变动频繁,影响其前后的可比性。此外,新股上市由于上市价格不稳定,获利套现较多,开高走低,还会拖累指数下跌,引起指数较大的波动。②按照指数编制的原理,采用加权平均法计算的综合股价指数,是反映各种股票价格综合平均变动的综合指标,若纳入指数计算范围的股票越多,由于综合平均的作用,则反映每日股价波动的敏感性就越差。而若在指数中包含了各种劣等股,那么,该指数就不能敏感反映主要上市公司股票价格变动对市场大势的影响。

第二,采用发行量为权数,则有其不适国情之处,国外一般发行股都可上市流通,而我国发行的股票中,国家股、法人股占有很大比例,约占总股本的 70%~80%,而这部分股票又不进入市场流通。将比例如此高的不参与流通的股本划入权数范围,就不能

如实反映市场交易中股价的真实变动。

和上证指数系列一样,与深证综合指数相关的也有一组分类指数,同样包括两类:一类是A股指数和B股指数,其基日分别为1991年4月3日和1992年2月28日,基日均为100点,分别于1992年10月4日和1992年10月6日开始发布;另一类是行业分类指数,与上证分类指数相比,深证行业分类指数的行业分类更细,包括农林牧渔、采掘、制造(又分为食品饮料、纺织服装、木材家具、造纸印刷、石化塑胶、电子、金属非金属、机械设备、医药生物9大类)、水电煤气、建筑、运输仓储、信息技术、批发零售、金融保险、房地产、社会服务、传播文化、综合共13个门类,分类指数以1991年4月3日为基日,基日指数为100点,从2001年7月2日起开始发布。

2. 深证成分股指数

(1) 深证成分指数。

深证成分指数是从上市公司中挑选出来的以40家上市公司为编制对象的指数,综合反映深交所上市A、B股的股价走势。指数采用派许加权综合价格指数公式计算,以1994年7月20日为基日,基日指数定为1000。该指数于1995年1月23日正式发布。

深证成分指数编制的主要特点为:

第一,新股上市不用调整。深证成分股是按一定原则挑选出来的,一旦成分股确定,则在新股上市时不影响其指数的编制,保持了指数内部结构的稳定性,使指数前后可比性增强。同时,由于剔除了新股上市价格的影响,使编制的指数较为平稳。

第二,以流通量为权数。成分股指数是以能够上市流通的股本数作为权数来编制的。在我国目前存在大量不能上市流通的国家股、法人股的情况下,以流通量作权数是可行的。这样就能较真实地反映流通市场中股票价格变动的趋势,可为投资者提供可靠的信息。

第三,成分股可重新选择与更换。只有股本达到一定规模且业绩达到一定标准或排序较前的股票才能进入成分股。为了保证成分股的代表性,应对其及时更换,这有利于上市公司之间的竞争和优胜劣汰,可起到活跃市场的作用。

第四,基日指数定为1000点。这主要基于以下考虑:在股价波动较小时,即指数全天下波动不足一个指数点时,用较小的“千分点”作为计量单位,可较直观地反映股价走势。

第五,按行业分编指数。成分股指数可按行业编制分类指数,分别计算工业、商业、金融、地产、公用事业和综合企业股价指数。其中,工业类指数包括18种股票,商业类、金融指数分别有3种股票,地产类指数有5种股票,公用事业类有4种股票,综合企业类指数有7种股票。成分股分类指数的编制,有利于投资者细察国家投资导向变化,投资者通过参照分类指数的走势,决定投资领域。

第六,成分股中个别股票的权重过大。如深发展在成分股中的比重达到1/4左右,

该股票的波动对成分股指数的走势具有举足轻重的作用。这从客观上有利于机构大户操纵指数,即通过对该股票的炒作拉高或压低指数,从而造成股价走势的失真。

(2) 深证 100 指数。

深证 100 指数选取在深交所上市的 100 只 A 股作为成分股,以成分股的可流通股数为权数。该指数以 2002 年 12 月 31 日为基准日,基日指数定为 1000 点。深证 100 指数的编制借鉴了国际惯例,吸取了深证成分指数的编制经验,成分股的选择方法为:首先,确定入围上市公司,再从入围公司中确定入选的成分股。确定入围公司的标准包括上市时间、市场规模、流动性三方面的要求:①有一定的上市交易日期,一般应当在 3 个月以上;②有一定的上市规模,将上市公司的流通市值占市场比重(3 个月平均数)按照从大到小的顺序排列并累加,入围公司居于 90%之列;③有一定的市场流动性,将上市公司的成交金额占市场比重(3 个月平均数)按照从大到小的顺序排列并累加,入围公司居于 90%之列。

根据以上标准确定入围公司后,再结合以下各项因素确定入选的成分股样本:①公司的流通市值及成交额;②公司的行业代表性及其成长性;③公司的财务状况和经营业绩(考察过去 3 年);④公司两年内的规范运作情况。对以上各项因素赋予科学的权重,进行量化,就选择出了各行业的成分股样本。

深证 100 指数有效解决了个别成分股比重过大的问题,深发展在成分股中的比重已经降到 9%左右,成分股指数能够更客观全面地反映深市股价变动的情况。

(三) 沪深 300 指数

沪深 300 指数是由上海和深圳证券交易所中选取 300 只 A 股作为样本编制而成的成分股指数。

沪深 300 指数样本覆盖了沪深市场六成左右的市值,具有良好的市场代表性。沪深 300 指数是沪深证券交易所第一次联合发布的反映 A 股市场整体走势的指数。它的推出,丰富了市场现有的指数体系,增加了一项用于观察市场走势的指标,有利于投资者全面把握市场运行状况,也进一步为指数投资产品的创新和发展提供了基础条件。

1. 指数编制目标

沪深 300 指数的编制目标是反映中国证券市场股票价格变动的概貌和运行状况,并能够作为投资业绩的评价标准,为指数化投资及指数衍生产品创新提供基础条件。

2. 指数名称

沪深 300 指数(SHANGHAI SHENZHEN 300 INDEX),简称沪深 300(SHSE-SZSE300)。

3. 指数代码

上海行情使用代码为 000300,深圳行情使用代码为 399300。

4. 指数基日和基点

以 2004 年 12 月 31 日为基日,基点为 1000 点。

5. 指数选择

(1) 指数成分股的数量:300 只。

(2) 指数成分股的选择方法:

① 选样空间。

- 上市交易时间超过一个季度(流通市值排名前 30 位除外);
- 非 ST、*ST 股票,非暂停上市股票;
- 公司经营状况良好,最近 1 年无重大违法违规事件,财务报告无重大问题;
- 股票价格无明显的异常波动或市场操纵;
- 剔除其他经专家认定不能进入指数的股票。

② 选样标准。

选取规模大、流动性好的股票作为样本股。

③ 选样方法。

先计算样本空间股票在最近 1 年(新股为上市以来)的日均总市值、日均流通市值、日均流通股份数、日均成交金额和日均成交股份数五个指标,再将上述指标的比重按 2:2:2:1:1 进行加权平均,然后将计算结果从高到低排序,选取排名在前 300 的股票。

6. 指数计算

指数以调整股本为权重,采用派许加权综合价格指数公式进行计算。其中,调整股本根据分级靠档方法获得。分级靠档方法如下表所示:

表 6.5 沪深 300 指数成分股本分级靠档表

流通比例(%)	≤10	(10, 20]	(20, 30]	(30, 40]	(40, 50]	(50, 60]	(60, 70]	(70, 80]	>80
加权比例(%)	真实值	20	30	40	50	60	70	80	100

【例 6-1】 某股票流通股比例(流通股本/总股本)为 7%,低于 10%,则采用流通股本为权数;某股票流通股比例为 35%,落在区间(30, 40)内,对应的加权比例为 40%,则将总股本的 40%作为权数。

7. 成分股的定期调整

(1) 指数成分股原则上每半年调整一次,一般为 1 月初和 7 月初实施调整,调整方案提前两周公布。

(2) 每次调整的比例不超过 10%。样本调整设置缓冲区,排名在 240 名内的新样本优先进入,排名在 360 名之前的老样本优先保留。

(3) 最近一次财务报告亏损的股票原则上不进入新选样本,除非该股票影响指数的代表性。

(四) 其他股价指数

在我国证券市场上,除了证券交易所编制发布的股价指数外,一些券商和研究机构

也推出了各种各样的股价指数,如中信指数体系、中国银河指数体系、国泰君安指数等。与交易所指数相比,这些股价指数更具灵活性。

中信指数体系主要包括主指数、风格指数系列、特征指数系列和行业指数系列。其中主指数,即中信指数主要反映中国股票市场中每个行业最大和最具有流动性的 A 股股票的价格走势,这些股票占整个 A 股市场的流通市值的 60%。以各行业内年平均流通市值和总市值从大到小综合排序后,选取流通市值占该行业前 60% 的若干家股票为样本股,并按流通股本加权,是中信指数体系中的主指数。风格指数系列借鉴了国际实践经验,以市值规模将沪深两市股票划分出大、中、小盘,形成三个规模风格指数;再依净市值比(净资产除以总市值)在各规模类中将股票分为价值型或成长型,形成六种价值成长风格指数。特征指数系列旨在反映某些独特板块的走势,包括中信科技指数、中信亏损股指数、中信新股指数。行业指数系列是根据国内上市公司的行业状况,参考国内外的行业分类标准,在制定了投资型的行业分类标准基础上编制的,以反映不同行业上市公司的走势。

中国银河指数体系包括综合、地区及行业指数三大类。综合类指数包括了银河 500 指数、银河大盘 100 指数、银河小盘 100 指数,另外还有银河 B 股 100 指数、银河基金指数,共计 5 只。

国泰君安指数以沪深两地全部上市公司的股价变动为考察对象,以上市公司的流通股数为权数,采用派许加权法进行计算,并用连锁方法进行连续编制。基准日定为 1997 年 12 月 31 日,基点为 1000。

第二节 债券价格指数

一、债券价格指数编制的意义

股票、基金和债券目前我国证券市场的主要交易品种。为了反映这些金融产品的价格综合变动,市场指数是必不可少的工具。债券价格指数是证券指数体系中的一个重要组成部分,上海证券交易所编制债券价格指数的意义体现在以下几个方面。

第一,为市场提供一个反映债券价格综合动态演变的风向标。任何一个价格指数其本质的功能就是用平均数的变化来综合反映其描述对象的价格的动态演变,债券指数也不例外,它将用指数值对上海交易所所有挂牌债券的价格变化提供一个总体测度。债券指数通过其本质功能的发挥,还将在以下方面发挥其积极的作用。

第二,指导投资者的资产配置。债券指数的编制和发布能给债券投资者提供其市场价格变动的信号,投资者可以通过对股票指数、基金指数、债券指数以及其他投资渠道价格波动的综合对比以及预测,决定其资金在各种资产间的配置比例,避免盲目投资,注重理性投资和投资的科学性。

第三,作为投资者投资业绩的评价基准。许多投资者已经将股票价格指数作为其股票投资业绩的评价基准,投资者也可将债券投资收益率与债券指数的收益率进行对比,评判其投资相对于债券市场平均收益水平的表现。

第四,作为管理层的决策参考。投资者股强债弱、股弱债强的习惯性定向思维,造成两个市场此长彼消,助长投机,增加了证券市场的风险和动荡,不利于证券市场的全面发展。债券指数的编制可以达到用二级市场的指标为一级市场提供参考的效果,使政府管理层通过指数来评价和判断债券市场的运行状况,实时掌握债券交易的异常波动,制定相应的监管政策和措施。比如充分利用债券指数的波动及其提供的市场供求关系的信息,制定更加灵活的利率政策,制定合理的债券发行计划,调节市场投资活动。

第五,为长期利率提供参考指标。债券交易价格影响因素中非常重要的一项是市场利率,两者之间成反向变动的关系,但债券现时的交易价格同时也反映了市场对未来利率的预期,当市场利率未变时,若债券价格指数上升,则说明市场整体预期未来利率将有下降空间;反之,说明未来利率有上升的可能。

第六,国债价格指数可以作为一种无风险报酬率的衡量方法。通常情况下,人们总是将银行存款利率作为一种无风险报酬率,但是由于国债品种的低风险和较高收益的特性,使得它成为市场公认的一种无风险资产,因此国债价格指数的收益率将为投资者提供另外一个无风险报酬率的衡量尺度。

第七,促进债券理论及其应用技术的深入发展。编制和发布债券指数,为开展债券市场的技术分析提供数据和条件,可使我国的债券投资理论及其应用技术,如债券价格风险结构分析、债券市场和其他证券市场及货币市场的联动反应分析、债券的证券组合管理技术等,得到进一步完善和发展,同时又将促进债券市场健康发展。另外,随着我国证券市场的发展,债券品种和数量将大大增加,除了目前编制的债券指数外,还可进一步编制更为灵活的分类指数,如到期日分类指数、行业分类指数、债券类型分类指数等。

第八,为金融产品创新打下基础。在我国证券市场发展到一定阶段时,还可以围绕债券指数甚至其分类指数进行金融产品创新,如债券指数期货、债券指数期权、指数化债券基金等。因此,目前编制的债券价格指数,功在当前,意在深远。

二、国际著名债券价格指数及其共性分析

通过对国际债券价格指数的广泛研究,从中挑选出了国际投资者经常作为基准的,而且是比较有特色的一些债券价格指数,对其编制的方法和特点进行剖析。这些债券指数主要包括美林(Merrill Lynch)债券指数、JP 摩根(JP Morgan)债券指数、道·琼斯(Dow Jones)公司债券指数、摩根斯坦利(MSCI)债券指数和 HSBC 债券指数等。

通过对上述主要国际债券指数编制方法的研究,可以总结出这些指数在以下几个方面的共性。

（一）指数体系相当完整

由于国际债券市场相当发达,每个总指数的样本债券数目相当庞大,这也就为构建完善的债券指数体系提供了基础。例如,按国家和地区分类可以编制国家分类指数和地区分类指数;按计价货币分类可以编制美元债券指数、欧元债券指数等;按债券的种类分类可以编制政府债券指数、公司债券指数、准政府债券指数等;按公司债券的信用等级分类可以编制投资级债券指数、高收益债券指数;按债券的行业分类可以编制工业债券指数、金融业债券指数和公用事业债券指数等;按债券的到期日分类可以编制各种不同到期日时段的债券指数;等等。如此完整的指数体系为投资者提供了非常丰富的债券市场信息,便于投资者更加灵活地进行投资决策。

（二）指数具有良好的延展性

这些债券指数体系都经历了较长的发展历程,在发展过程中,根据国际债券市场的变化,各指数体系都进行了适应性调整,并做了相应的延展。例如美林的全球主要市场(投资级)债券指数,通过提高非政府债券最低在外流通规模限制,编制了全球主要市场大型债券指数(GLCI)及其相应分类指数;将一些非核心债券市场(捷克、希腊、中国香港、匈牙利、挪威、波兰、新加坡、南非、韩国和中国台湾等)的债券加入样本,又编制了全球主要市场扩展指数(GBMP)及其相应分类指数等。正是由于这些指数良好的延展性,使得它们能够享誉全球,为国际投资者所认可。

（三）样本债券选择标准具有共性

抛开计价货币、发行场所等特色性差异,各债券指数的样本债券选择标准存在着许多共同之处。这些标准也是各指数在多年的指数编制过程中形成的共识,而且根据这些标准选择的样本债券所编制的指数也得到了市场的认可。

（四）指数计算方法具有共性

(1) 从指数的基期和基期点数来看,基本上均以某一年的最后一个交易日为基期;基期点数基本上均为 100 点,这主要是因为投资者可以非常直观地看出指数值的百分比变动。

(2) 从权数的确定来看,主要有三种方法。一是等权重,如道·琼斯公司债券指数(DJCI),二是以总市值加权,如美林债券指数等,三是以流动性调整的总市值加权,如 HSBC 债券指数,根据债券的流动性高低分别赋予 1.0、0.5 和 0.0 的调整系数,这体现了十分重视债券流动性的指数设计理念。

(3) 从指数反映的价格变化内容来看,各指数均为全收益指数,包括购买债券的资本利得、利息收入和利息再投资收入。

(4) 从利息再投资渠道来看,主要有两大类利息再投资方法,一类是将利息再投资于某一市场利率,如美林债券指数是将利息再投资于 1 个月的伦敦银行间拆借买价利率(LIBID),MSCI 债券指数是将利息再投资于短期货币市场利率等;另一类是将利息

再投资于相应的债券指数,如 JP 摩根债券指数和 HSBC 债券指数。

(5) 从债券定价来看,指数使用的债券价格基本为三大类,一是市场收盘价,如 JP 摩根债券指数和道·琼斯公司债券指数;二是由自己交易员的报价,如 MSCI 债券指数和 HSBC 指数;三是市场的买方报价,如美林债券指数。

(6) 从相应统计量的发布来看,大多数债券指数除了公布指数值外,还为投资者提供了市场分析所需要的更为详细的其他统计指标,如到期收益、存续期、凸度等。

三、上海证券市场债券价格指数

(一) 上证国债指数

上证国债指数是以上海证券交易所上市的所有固定利率国债为样本,按照国债发行量加权而成。自 2003 年 1 月 2 日起对外发布,基日为 2002 年 12 月 31 日,基点为 100 点,代码为 000012。

上证国债指数是上证指数系列的第一只债券指数,它的推出使我国证券市场股票、债券、基金三位一体的指数体系基本形成。上证国债指数的目的是反映我国债券市场整体变动状况,是我国债券市场价格变动的“指示器”。上证国债指数既为投资者提供了精确的投资尺度,也为金融产品创新夯实了基础。

上证国债指数的编制方法如下。

1. 选样

国债种类:在上海证券交易所上市的国债。

发行量:目前暂不考虑发行量限制。

国债剩余期限:国债的剩余期限在一年以上。

付息方式:固定利率付息和一次还本付息。

2. 指数计算

(1) 基期指数。

基期指数为 100 点;采用 100 为初值可以直观地看出指数值的百分比变动,而且国际上主要指数也是以 100 为初值。

(2) 计算公式。

采用派许加权综合价格指数公式计算。以样本国债的发行量为权数进行加权,计算公式为:

$$\text{报告期指数} = \frac{\text{报告期成分国债的总市值} + \text{报告期国债利息及再投资收益}}{\text{基期}} \times \text{基期指数}$$

其中,

$$\text{总市值} = \sum (\text{全价} \times \text{发行量})$$

$$\text{全价} = \text{净价} + \text{应计利息}$$

报告期国债利息及再投资收益表示将当月样本国债利息收入再投资于债券指数本

身所得收益。

3. 指数修正

(1) 修正公式。

采用“除数修正法”修正。当成分国债的市值出现非交易因素的变动时,采用“除数修正法”修正原固定除数,以保证指数的连续性。修正公式为:

$$\frac{\text{修正前的市值}}{\text{原除数}} = \frac{\text{修正后的市值}}{\text{新除数}}$$

其中,

$$\text{修正后的市值} = \text{修正前的市值} + \text{新增(减) 市值}$$

由此公式得出新除数(即修正后的除数,又称新基期),并据此计算以后的指数。

(2) 需要修正的几种情况:

- 国债新上市:新上市合格国债自第二个交易日起计入指数。
- 暂停交易:当某一成分国债暂停交易时,不做调整,用该国债暂停交易的前一交易日收盘价计算指数。
- 发行量变动:凡有成分国债发生发行量变动,在成分国债的发行量变动日前修正指数。
- 月末最后一个交易日:将当月样本国债利息及再投资收益从指数中去除。

4. 指数调整

每月最后一个交易日,将剩余期限不到一年的国债剔除。

(二) 上证企债指数

上海证券交易所企业债指数是按照科学客观的方法,从国内交易所上市企业债中挑选了满足一定条件的具有代表性的债券组成样本,按照债券发行量加权计算的指数。企业债指数是上海证券交易所编制的反映中国证券市场企业债整体走势和收益状况的指数。指数基日为2002年12月31日,基点为100点,指数代码为000013,指数简称企债指数。

上证企债指数的编制方法如下。

1. 选择

企业债种类:在沪深证券交易所上市的非股权连接类企业债。

剩余期限:企业债的剩余期限在一年以上。

付息方式:固定利率付息和一次还本付息。

发行量:暂不考虑发行量限制。

信用评级:投资级 BBB 以上。

2. 指数计算

(1) 基期指数。

以2002年12月31日为基日,基期指数为100点。

(2) 计算公式。

采用派许加权综合价格指数公式计算。以样本企业债的发行量为权数进行加权, 计算公式为:

$$\text{报告期指数} = \frac{\text{报告期成分企业债的总市值} + \text{报告期企业债利息及再投资收益}}{\text{基期}} \times \text{基期指数}$$

其中,

$$\text{总市值} = \sum (\text{全价} \times \text{发行量})$$

报告期企业债利息及再投资收益表示将当月样本企业债利息收入再投资于债券指数本身所得收益。

3. 指数修正

(1) 修正公式。

采用“除数修正法”修正。当成分企业债的市值出现非交易因素的变动时, 采用“除数修正法”修正原除数, 以保证指数的连续性。修正公式为:

$$\frac{\text{修正前的市值}}{\text{原除数}} = \frac{\text{修正后的市值}}{\text{新除数}}$$

其中,

$$\text{修正后的市值} = \text{修正前的市值} + \text{新增(减) 市值}$$

由此公式得出新除数(即修正后的除数, 又称新基期), 并据此计算以后的指数。

(2) 需要修正的几种情况:

- 企业债新上市: 新上市合格企业债自第二个交易日起计入指数。
- 暂停交易: 当某一成分企业债暂停交易时, 不做调整, 用该企业债暂停交易的前一交易日收盘价计算指数。
- 发行量变动: 凡有成分企业债发生发行量变动, 在成分企业债的发行量变动日前修正指数。
- 月末最后一个交易日: 将当月样本企业债利息及再投资收益从指数中去除。

4. 指数调整

每月最后一个交易日, 将剩余期限不到一年的企业债剔除。

月末最后一个交易日, 加入投资等级满足最低信用评级要求的企业债, 剔除不满足最低信用评级要求的企业债。

四、我国证券市场债券价格指数的编制方法

(一) 上海证券交易所债券指数编制原则

根据国际成功的债券指数的编制经验, 上海证券交易所债券指数要实现基准指数

的功能,在编制时应遵循以下原则:

第一,指数的功能定位明确,并能够真实反映目标债券的总体价格。这是最基本的原则,只有这样投资者才能够根据指数的波动对目标债券总体的价格波动有清晰的认识,并做出正确的判断。

第二,指数能够便于投资者进行复制。这样债券基金及其他被动投资者可以通过对债券指数的复制,来获得市场基准收益水平。这就要求,样本债券是所有投资者都可以进行投资的,不存在购买障碍。

第三,指数应尽量保持结构稳定。指数样本债券的变更不宜过于频繁,样本债券更换应基于一定的规则,使投资者可以对其进行预测,不需要为跟踪指数而进行频繁交易。

第四,指数编制方法公开、透明、简单。指数编制的编制方法应该向投资者公开,并且样本债券的选择方法和指数的计算方法都能够便于投资者掌握,以便能够对市场作出较为准确的预测。

第五,在以上的总体原则的基础上,做到延展性与现实性相结合。这样编制的指数既能够便于反映当前债券市场的实际情况,又能够为债券市场发展条件下的债券指数延展打下基础。

(二) 上海证券交易所债券指数体系

根据上海证券交易所债券市场的现实状况,构建一个由债券综合指数、国债指数和企债指数组成的债券指数体系。这三个指数在功能定位上有所区别,而这一区别主要体现在指数所反映的对象上:综合指数是反映上海证券交易所债券市场的整体表现;国债指数反映上海证券交易所国债的整体表现;企债指数反映上海证券交易所企业债券的整体表现。这一差异通过样本债券的选择来实现,而这三个指数采用相同的指数计算方法。

(三) 样本债券选择标准

(1) 计价货币。

样本债券均为人民币计价的国内债券。

(2) 市场发行。

样本债券均为在上海证券交易所挂牌交易的债券。

(3) 债券种类。

样本债券的种类主要包括直接债券、可赎回债券。由于可转换债券的流通规模变化比较频繁,因此不包括在内。

(4) 息票类型。

样本债券为固定利率债券和到期一次付息债券,这是国际惯例。

(5) 非政府债券等级。

非政府债券的信用评级应为投资级。根据上海证券交易所的非政府债券的等级来看,均为AAA,因此均可作为企业债券指数的样本。

(6) 最低在外流通规模。

上海证券交易所的国债发行规模均在人民币 120 亿元以上,考虑到随着我国债券市场的发展,以后有发行较低规模的国债的可能,因此将国债的最低在外流通规模设定为 50 亿元。在市场发行小规模国债时,可以对该种国债纳入指数前后进行实证对比研究。

企业债券的发行规模要远小于国债,目前流通的企业债券中发行规模最大的为 30 亿元(99 三峡债),最小的为 7 亿元[98 中信(7)]。因此,将该种债券最低流通规模限制定为 15 亿元。

(7) 剩余到期日。

根据国际惯例,将剩余到期日定为 1 年或 1 年以上。从目前上海证券交易所国债市场的情况来看,若以 1998 年 12 月 31 日为基期,则指数起始日包含 96 国债(6)、96 国债(8)、97 国债(3)(1999 年 5 月 1 日从指数中剔除)和 97 国债(4)。

若将剩余到期日的限制降为半年,则起始时将把 96 国债(7)也纳入指数,而该债券将在 1999 年 2 月 6 日剔除出指数。这样虽然短期增加了指数的样本容量,但却以牺牲流动性为代价。

(8) 样本债券的调整。

每月的最后一个日历日,对样本债券进行重新检查,剔除不符合条件的债券,选入符合条件的新债券。若某债券长期没有交易,则在月末将其从样本中剔除,直到其有交易时再在月末重新入选样本。

在样本债券调整方面每月调整一次是沿袭了国际惯例,具体办法如下:

第一,有新的债券发行,且该债券满足样本债券的选择标准,则提前一定时期(如 1 个月)向投资者预报,并在其上市后第二天开盘时纳入综合指数样本股和相应的分类指数的样本股。

第二,建立样本债券剩余到期日的预报机制,若样本中有债券的剩余到期日为 13 个月时,向投资者做出预报,并在该债券剩余到期日为 12 个月那天收盘计算指数完毕后从样本中剔除。

第三,对于可赎回债券,债券发行人应提前一定时间向市场公布赎回计划,指数在债券赎回日前一天对该债券的在外流通量进行重新计算。若该流通量低于最低在外流通量限制,则该债券在收盘计算指数完毕后从样本中剔除;若仍满足流通量限制,则在第二天采用新的流通量计算指数。

在上海证券交易所债券数目达到一定规模,债券发行达到一定频率的时候,可将调整方案规范到每月最后一个日历日进行。

(四) 债券指数的计算

1. 指数的基期

债券指数的基期确定为 1999 年 12 月 31 日,基期点数为 100 点。这是依照国际惯例设定。

2. 全收益

上海证券交易所债券指数应为全收益指数。将债券的收益分为三个部分:一是债券自身的收益,二是应计利息,三是利息再投资收益。

(1) 净价。

债券自身收益也就是债券净价的变动。自2002年3月25日以来上海证券交易所开始采用国债净价交易,从实际情况来看,债券的价格存在着比较好的连续性,这也是与目前债券市场的规模不大有关。随着交易所债券的发展和债券数目的增加,不排除某一日某一债券没有交易的情况。因此,在具体债券的净价采集方面遵循以下原则:当日有交易的债券取其交易价为其净价;当日没有交易但有报价的债券,取市场买卖报价的中间价为其净价;当日没有交易且没有报价的债券,则取最近一次市价为其当日净价。

(2) 应计利息。

由于我国债券的计息原则是“算头不算尾”,即起息日当天计算利息,到期日当天不计算利息;交易日挂牌显示的每百元应计利息额是包括交易当日在内的应计利息额,因此应计利息采用 $T+0$ 。

每日应计利息为:

$$AI_n = MV \times r \times \frac{d}{365}$$

其中, AI_n 为第 n 日的应计利息, MV 为票面价值; r 为票面利率; d 为起息日(或上一次付息日)到第 n 日的天数,365为一年中的天数,逢闰年2月29日不计算利息。

(3) 利息再投资。

将利息再投资计入指数,并在月末从指数中剔除是国际著名债券指数的通常做法。由于国外债券指数的样本债券数量非常大,有的甚至有几千只,因此若在债券派发利息时就将利息从指数中剔除,会造成每个月指数都要进行十分频繁的调整。利息再投资计入指数的编制方法的优势在于在债券派发利息时,无须立即对指数进行除息处理,而只要在每月末样本调整时同时进行,这样就大大减少了指数的调整频率。但是,从我国的实际情况来看,一方面目前还没有债券指数基金,而且没有市场化的基准活期利率,另一方面样本债券的数目还不多,因此目前来说,在债券派发利息时直接对指数进行除息处理,也即指数不包含利息再投资收益,将具有计算简便的优势。本章在实证研究中,也对不包含利息再投资的指数(FCI-3)进行了对比。

若将利息再投资计入指数,由于利息计入采用 $T+0$,因此利息再投资也采用 $T+0$,即付息日当天即将利息收入再投资到债券指数本身。对于投资收益率的采用,在此我们分别采用平均到期收益率和指数收益率进行了实证比较。实证研究中还对利息再投资一直保留在指数中和月末从指数中剔除分别进行了实证。

3. 权数

采用市价总值为权数,某债券的权数计算公式为:

$$W_i^T = \frac{(P_i + AI_i) \times Q_i}{\sum_{i=1}^n (P_i + AI_i) \times Q_i}$$

其中, P_i 为第 i 只债券的净价; AI_i 为第 i 只债券的应计利息; Q_i 为第 i 只债券的数量。

权数每月计算一次, 月内权数不变, 但若在月内出现重大影响权数的事件, 如新债券加入、不合格债券剔除、债券赎回、支付利息等, 则需要重新计算权数。

实证研究中对权数每日调整和每月调整进行了实证对比。

4. 计算公式

在实证研究中, 本章对国际上都有所使用的三种计算方法进行了实证。

① 第一种计算方法:

采用派许加权综合价格指数公式计算, 计算公式为:

$$\text{报告期债券指数} = \frac{\text{报告期债券总市值}}{\text{基期债券总市值}} \times \text{基期指数}$$

当样本债券市值出现非交易因素的变动时, 采用“除数修正法”进行修正, 以保证指数的连续性。

② 第二种计算方法:

该计算方法实质上就是以每月市值为权数的加权算术平均数指数。

首先, 计算单个债券的收益率, 计算公式为:

$$BTRR_{t+1} = \frac{P_{t+1} + AI_{t+1} + RE_{t+1}}{P_t + AI_t + RE_t} + 1$$

其中, RE_t 为 t 日债券利息再投资收益。

然后, 计算指数的加权平均收益率, 计算公式为:

$$TRR_{t+1} = \sum_{i=1}^n BTRR_{i, t+1} W_i^T$$

最后, 利用连锁计算公式, 计算全收益指数值, 计算公式为:

$$I_{t+1}^T = I_t^T \times (1 + TRR_{t+1})$$

其中, I_t^T 为 t 日全收益指数值。

③ 第三种计算方法:

该计算方法借鉴美林债券指数的计算方法, 利息再投资在月末从指数中剔除。

首先计算单个债券的月初到当日 (month-to-date, MTD) 收益率, 计算公式为:

$$BTRR_t = \frac{(P_t + AI_t) - (P_0 + AI_0) + C \left(1 + \frac{r}{d}\right)^s}{P_0 + AI_0}$$

其中, $BTRR_t$ 为单个债券从月初到第 t 日的总收益率; P_t 为第 t 日收盘价; P_0 为上月收盘价; AI_t 为第 t 日应计利息; AI_0 为上月月末应计利息; C 为这段时间收到的利息(包括债券赎回的资金支付); $\frac{r}{d}$ 为再投资日收益率; s 为现金流收到日和第 t 日间的天数。

然后计算指数月初到当日的加权平均收益率, 计算公式为:

$$TRR_t = \sum_{i=1}^n BTRR_{i,t} \times W_i$$

其中, TRR_t 为指数从月初至第 t 日的总收益率; $BTRR_{i,t}$ 为第 i 个债券从月初至第 t 日的总收益率。

最后用连锁法计算债券指数值, 计算公式为:

$$IV_t = IV_0 \times (1 + TRR_t)$$

其中, IV_t 为第 t 日的收盘指数; IV_0 为上月末收盘指数。

(五) 相关统计指标

除了计算全收益的债券指数之外, 上海证券交易所还可以计算债券净价指数、债券定期收益率、存续期、修正存续期、凸度等指标, 为投资者提供更为丰富的市场信息, 便于其进行投资分析。

1. 净价指数

该指数仅反映债券自身价格的波动。单个债券的净价变化的计算公式为:

$$BPRR_{i,t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t}$$

净价指数变动公式为:

$$PRR_{t+1} = \sum_{i=1}^n BPRR_{i,t+1} W_i^P$$

$$W_i^P = \frac{P_i Q_i}{\sum_{i=1}^n P_i Q_i}$$

其中, $BPRR$ 为单个债券的净价收益率; PRR 为净价指数收益率; W_i^P 为净价的权数。该权数随 W_i^T 一起定期调整。连锁指数计算公式为:

$$I_{t+1}^P = I_t^P \times (1 + PRR_{t+1})$$

2. 到期收益率(YTM)

(1) 单个债券的到期收益率。

$$P_i = \sum_{t=1}^T \frac{C_{i,t}}{(1+y_i)^t} + \frac{MV_i}{(1+y_i)^T}$$

其中, y 为到期年收益, C_t 为 t 年息票利息, MV 为面值, P 为市价, T 为到期年数。

YTM 的近似公式为:

$$y_i = \frac{C_{i,t} + \frac{MV_i - P_i}{T}}{\frac{MV_i + P_i}{2}}$$

(2) 平均到期收益率。

$$YTM = \sum_{i=1}^n \frac{Q_i}{\sum Q} y_i$$

3. 存续期

(1) 单个债券的存续期。

存续期以年为单位,采用麦考利(Macaulay)公式计算。计算公式为:

$$D_i = \sum_{t=1}^T \left[\frac{\frac{C_{i,t}}{(1+y_i)^t}}{P_i} \right] \times t$$

其中, t 为任何有现金流的年数。该指标可以反映债券价格对利率微小变动时的敏感度。修正的存续期计算公式为:

$$D_{mi} = \frac{D_i}{1+y_i}$$

将修正存续期直接代入公式 $\frac{\Delta P}{P} \cong -D_m \times \Delta y$ 就可近似地计算出到期收益率变化时债券价格变化的百分比了。投资者可以利用修正的存续期,得知债券利率风险的大小。

(2) 平均存续期。

平均存续期及平均修正存续期的计算公式为:

$$D = \sum_{i=1}^n \frac{Q_i}{\sum Q} D_i$$

$$D_m = \sum_{i=1}^n \frac{Q_i}{\sum Q} D_{mi}$$

4. 凸度

实际上,债券价格随市场收益的变化并非线性的,也即债券价格—收益曲线是凸的,因此计算凸度可用来近似价格曲线。

(1) 单个债券的凸度。

单个债券凸度的计算公式为:

$$V_i = \frac{1}{2} \times \frac{\sum_{t=1}^T \frac{C_{i,t}}{(1+y)^t} \times t(t+1)}{P_i} \times \frac{1}{(1+y_i)^2}$$

其中, C_t 为第 t 年的现金流(包括利息和返还本金), t 为任何有现金流的年数。
因此, 债券价格变化的百分比可以近似表达为:

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = -D_{mi} \times \Delta y_i + V_i \times (\Delta y_i)^2$$

(2) 平均凸度。
平均凸度的计算公式为:

$$V = \sum_{i=1}^n \frac{Q_i}{\sum Q} V_i$$

五、我国证券市场国债价格指数的实证分析

根据目前我国债券市场的状况, 整个债券指数体系的构建将是个循序渐进的过程, 应首先推出国债指数, 企债指数和综合指数可在国债指数推出之后, 再行考虑。

(一) 上海证券交易所国债指数编制实证

为了分析各种不同的方法编制的国债指数的差异, 并最终选择合适的方法, 我们进行了广泛的实证, 共编制了 19 种国债指数。

各国债指数编制中, 样本债券的选择标准中除了利息类型外的其他标准依照前面的规定, 编制方法的不同之处如表 6.6 所示。

表 6.6 国债指数编制代码对照表

序号	国债指数代码	计算方法			利息类型		权数		权数调整频率			再投资收益率		
		一 (1)	二 (2)	三 (3)	包含 浮动 (FF)	不包含 浮动 (F)	发行 量	总市 值 (C)	样本 变动时	每月 (M)	每日 (D)	指数 收益率	平均到期 收益率 (YTM)	月末 剔除
1	FFC1	✓			✓			✓	✓			✓		
2	FC1-1	✓				✓		✓	✓			✓		
3	FC1-2	✓				✓		✓	✓			✓		✓
4	FC1-3	✓				✓		✓	✓			—	—	—
5	FF2		✓		✓		✓		✓			✓		
6	FFCM2		✓		✓			✓	✓	✓		✓		
7	FFCD2		✓		✓			✓	✓		✓	✓		
8	F2		✓			✓	✓		✓			✓		
9	FYTM2		✓			✓	✓		✓				✓	
10	FCM2		✓			✓		✓	✓	✓		✓		
11	FCMYTM2		✓			✓		✓	✓	✓			✓	

续 表

序 号	国债指 数代码	计算方法			利息类型		权数		权数调整频率			再投资收益率		
		一 (1)	二 (2)	三 (3)	包含 浮动 (FF)	不包含 浮动 (F)	发行 量	总市 值 (C)	样本 变动时	每月 (M)	每日 (D)	指数 收益率	平均到期 收益率 (YTM)	月末 剔除
12	FCD2		✓			✓		✓	✓		✓	✓		
13	FCDYTM2		✓			✓		✓	✓		✓		✓	
14	FFCM3			✓	✓			✓	✓	✓		✓		✓
15	FFCD3			✓	✓			✓	✓		✓	✓		✓
16	FCM3			✓		✓		✓	✓	✓		✓		✓
17	FCMYTM3			✓		✓		✓	✓	✓			✓	✓
18	FCD3			✓		✓		✓	✓		✓	✓		✓
19	FCDYTM3			✓		✓		✓	✓		✓		✓	✓

注:编码规则:FF表示含浮动利率债券,F表示不包括浮动利率债券,C表示总市值加权,M表示权数每月调整,D表示权数每日调整,YTM表示以平均到期收益率为再投资收益率,(1)表示用第一种计算方法,(2)表示用第二种计算方法,(3)表示用第三种计算方法。其中,FC1-3为不包括利息再投资收益的债券指数。

从各种描述性统计指标,如均值、标准差、标准差系数、极差、峰度、偏度等来看,各债券指数并无显著差异。

1. 债券指数利息类型的实证

由于第一只浮动利息债券是2000年6月5日加入指数的,浮动利息债券加入前后债券指数及其统计量的对比从2000年6月5日以后开始。根据用多种方法计算得到的实证结果,这里建议指数样本债券的利息类型不宜包括浮动利率债券。原因主要有:

第一,指数是否包括浮动利率债券并无显著差异。选取6对仅在利息类型上有差别的指数进行了对比,从这些指数的统计量来看,每对指数的均值、标准差、峰度、偏度、极差等均无明显差异,衡量指数稳定性的标准差系数差异也不显著;从各指数的走势对比来看,走势也基本一致。

第二,目前的浮动利率债券的息票并非完全浮动,如20国债(4)在实证期间两次付息的息票率相同。浮动利率债券发行后,银行存款利率仅在2002年2月21日调整过一次,但当日正是节假日,利率变动对浮动利率债券的影响并未完全体现出来。因此,目前的浮动利率债券和固定利息债券还没有很大差异。

第三,从发展的眼光来看,如果未来我国的利率放开,浮动利率债券和固定利息债券的表现必将呈现较大差异。

第四,如果包含浮动利率债券,那么由于该种债券未来利息的不确定性,将导致相关的统计指标(如到期收益率、存续期、凸度等)无法计算,这将降低国债指数的使用价值。

第五,我们遵循了国际惯例,国际上债券指数样本选择标准中一般都不包含未来利

息不确定的浮动利率债券。

2. 权数的实证

在国债指数编制实证中,采用了发行量加权和总市值加权两种方法,从实证的结果来看,用发行量加权和用总市值加权得到的结果几乎没有差异,但从国际经验来看,我们采用总市值加权。

3. 计算方法的实证

在实证中采用了三种计算公式。从实证结果来看,这三种计算方法的差异并不显著,但从指数的稳定性来看,第三种方法的结果要略优于另外两种方法,第一种方法的结果又略优于第二种方法。因此,我们在第一种计算方法和第三种计算方法中挑选一种。

4. 权数调整频率的实证

在国债指数编制中,权数除了在样本债券发生变动时进行调整外,还对总市值加权情况下权数调整频率(每日或每月)进行了实证。从实证结果来看,权数每月调整和每日调整对指数的影响甚微,但就标准差系数来看,每月调整的指数整体略优于每日调整的指数。因此,为了在指数的稳定性和真实性间进行权衡,建议权数的调整每月末随样本调整同时进行,作为下个月的权数,在月内若样本债券发生变化,则权数进行及时调整。

5. 利息再投资实证

这部分实证内容主要包括三部分:利息再投资是否计入指数、利息再投资收益率的实证和利息再投资收益是否在月末从指数中剔除的实证。

(1) 利息再投资是否计入指数的实证。

实证中,对 FC1-1、FC1-2 和 FC1-3 进行了对比,从各指数的描述性统计量来看,均值、标准差、偏度、峰度和极差等的差异都很小;从指数的走势来看,也无明显差异。因此,在目前情况下,利息再投资可以不计入指数,但在样本债券达到一定数量、市场上出现债券指数基金时,把利息再投资计入指数将有助于减少指数调整频率。

(2) 利息再投资收益率的实证。

实证中,利息再投资采用两种不同的收益率投资于国债指数。一种是国债指数的收益率,该方法存在的缺陷是,利息再投资是债券指数的一部分,因此只有采用前一天的国债指数收益率作为当天的利息再投资收益率;另一种方法是债券的平均到期收益率,该方法存在的缺陷是,计算较前者复杂,且是理论上的一个收益率。

从实证的结果来看,采用第二种计算方法时,利息以不同收益率再投资的国债指数存在微弱差异,但用第三种计算方法时,几乎不存在差异,且利息以指数收益率再投资的国债指数的稳定性要略优于利息以平均到期收益率再投资的国债指数。从计算的简便角度考虑,鉴于我国还没有市场化的基准活期利率,应采用指数收益率进行利息再投资。

(3) 利息再投资收益月末是否从指数中剔除的实证。

从 FC1-1 和 FC1-2 的统计量以及走势对比来看,两者并无明显区别。但将利息再投资收益月末从指数中剔除更加符合国际惯例。

根据以上的实证,得出以下结论:

- (1) 样本债券的类型仅包括固定利率债券。
- (2) 指数采用总市值加权。
- (3) 计算方法可以在第一种方法和第三种方法中选其一。
- (4) 权数在样本债券变化时进行调整外,每月月末调整一次。
- (5) 利息再投资可以不计入指数,但若计入指数,则利息在收到时即以债券指数收益率每日再投资于指数,且利息再投资在月末从指数中剔除。

综上,最符合条件的国债指数为 FC1-1 和 FCM3。

(二) 全收益国债指数和净价债券指数的比较

将全收益国债指数(FC1-1 和 FCM3)和国债净价指数进行对比,基本统计量见表 6.7,走势图见图 6.2。实证结果表明,在全收益国债指数不断攀升、整体重心不断上移的同时,净价指数却始终围绕着债券面值 100 元附近波动,1998 年 12 月 31 日至 2002 年 9 月 23 日的净价指数的均值为 101.729 0,标准差为 1.629 0,可见国债收益的主要来源是债券的利息。

表 6.7 国债指数和国债净价指数的基本统计量表

	NPI	FC1-1	FCM3
均 值	101.729 1	117.961 3	117.764 9
标准差	1.629 0	5.496 8	5.309 6
峰 度	-0.097 6	-1.203 6	-1.198 0
偏 度	0.748 4	0.412 3	0.406 7
极 差	7.196 3	16.855 9	16.386 9

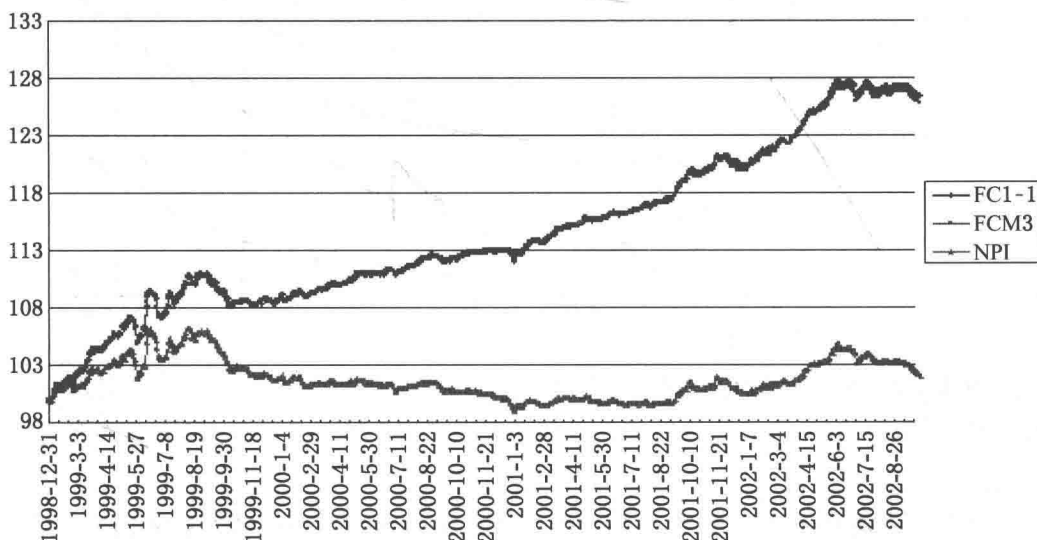


图 6.2 FC1-1、FCM3 和 NPI 走势对比图

(三) 国债指数与其他证券价格指数的相关性

1. 国债指数和股价指数的相关性

下面对所编制的国债指数(FC1-1 和 FCM3)与上海证券交易所的股价指数(上证 180 指数和上证综合指数,分别记为 180 和 SSCI)的相关关系进行分析。各指数的走势对比见图 6.3,相关系数见表 6.8。



图 6.3 国债指数和股价指数的走势对比图

从图中,我们可以看到,在黑线右边(即 1999 年 10 月 25 日以后)国债指数和股价指数的反向关系比较明显,这一点从表 6.8 中也可以得到验证。

表 6.8 国债指数和股价指数的相关系数表

起始日期	指 数	FC1-1	FCM3
1999-01-04	上证 180 指数	-0.156 2	-0.147 6
	上证综合指数	0.281 5	0.290 8
1999-10-25	上证 180 指数	-0.594 3	-0.588 2
	上证综合指数	-0.269 7	-0.261 8

2. 国债指数和基金指数的相关性

由于上海证券交易所基金指数(FPI)起始日期为 2000 年 5 月 8 日,因此国债指数(FC1-1 和 FCM3)和基金指数相关性的分析从 2000 年 5 月 9 日开始,其走势对比见图 6.4。

从图 6.4 来看,国债指数和基金指数的整体相关程度并不高,FC1-1 和 FPI 的相关系数为 0.307 7, FCM3 和 FPI 的相关系数为 0.311 5。

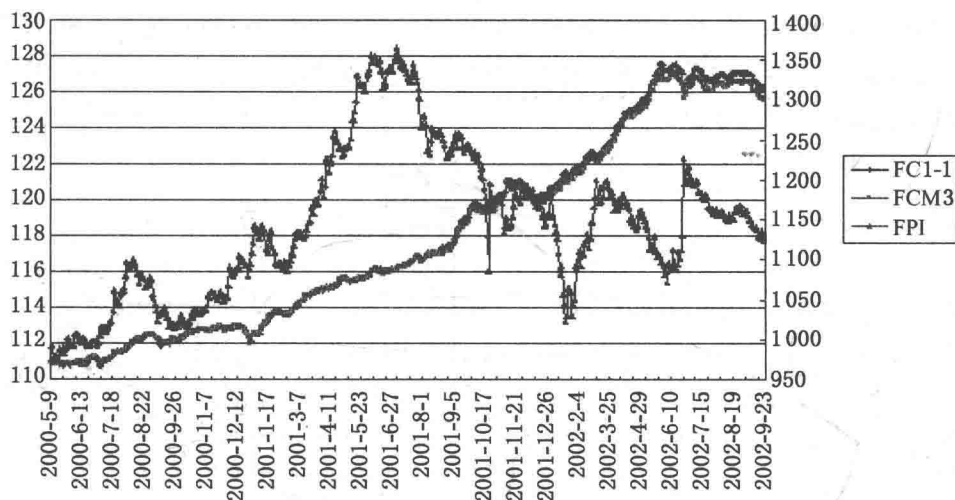


图 6.4 国债指数和基金指数走势对比图

(四) 债券指数的其他相关统计指标

债券指数编制后,还应计算国债指数的其他相关统计指标,主要包括到期收益率(YTM)、存续期(D)、修正存续期(Dm)和凸度(V),这些统计指标的公布将为投资者提供更加丰富的市场信息,有利于对市场进行深入分析。

图 6.5 和图 6.6 为 1998 年 12 月 31 日到 2002 年 9 月 23 日以上统计指标的走势。由于我国国债发行的票面利率逐渐下降,从 1996 年的 11.83% 下调到 2002 年的 2.39%,样本债券的加权平均利率从 1999 年的 8.07% 下降到 2002 年的 5.57%,因此指数的平均到期收益率在每次较低息票率的新债券加入时会发生大幅下降。从图 6.5 可以看出,2002 年 9 月 23 日,指数的平均到期收益率为 3.82%,远低于样本债券的平均票面利率。投资者据此可以判断市场国债价格整体水平是被高估还是被低估。

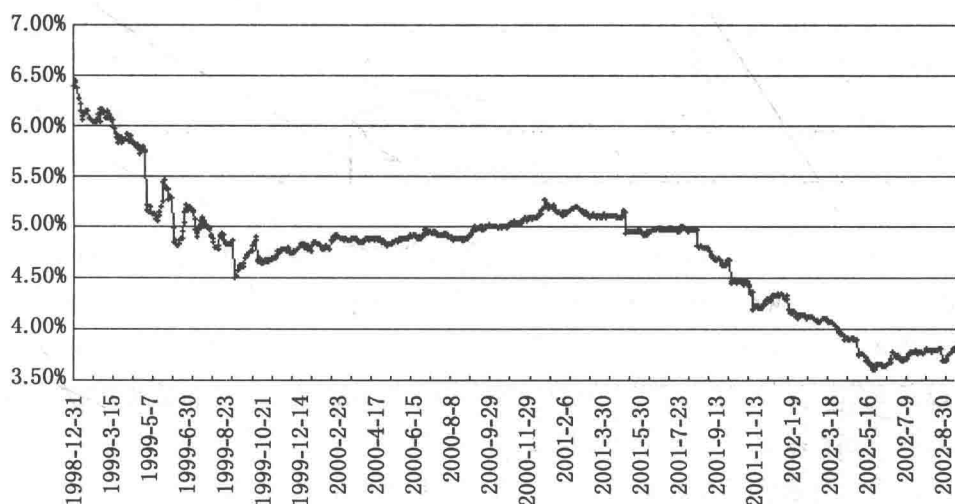


图 6.5 1998 年 12 月 31 日至 2002 年 9 月 23 日国债平均到期收益率

从图 6.6 可以看出,由于我国国债的加权平均发行期限从 1999 年的 7.23 年提高到 2002 年的 8.93 年,存续期、修正存续期和凸度也不断增加。投资者可以根据这些信息,来测定国债价格的变化。

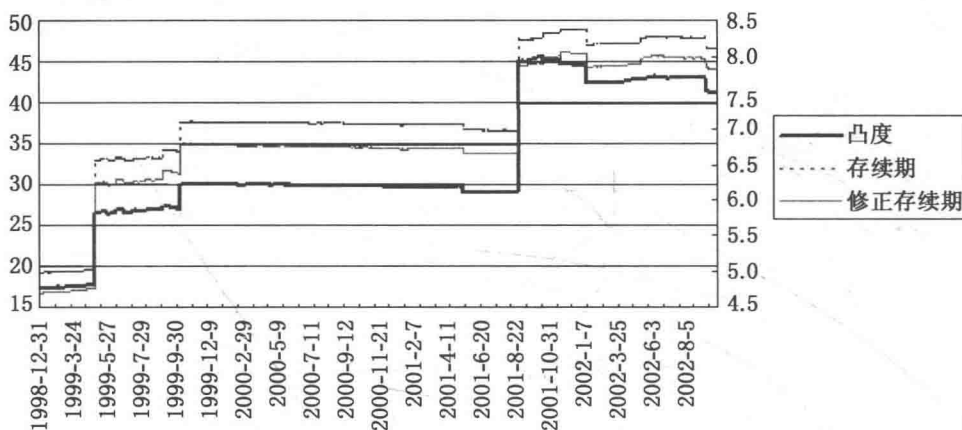


图 6.6 1998 年 12 月 31 日至 2002 年 9 月 23 日国债凸度、存续期及修正存续期

本章小结

现代金融指数按其使用功能不同可分为两大类:第一类是基准指数,其主要目的是反映目标市场的整体波动,因此市场覆盖范围广、代表性好、行业分布均衡;另一类是投资指数,其主要目的是用于指引投资者进行投资,投资指数主要用于指数基金、指数期货和期权、交易所交易基金等金融指数创新产品。

目前国际上著名的证券指数都是由专业的指数公司编制和发布,其中最为知名的四家全球性指数公司分别是道·琼斯公司、标准普尔公司、摩根斯坦利资本国际公司和富时公司。

道·琼斯股价指数系列可分为三大类:第一类为基准指数,包括道·琼斯全市场指数、道·琼斯 STOXX 指数和道·琼斯威尔希尔指数;第二类为蓝筹股指数,包括道·琼斯平均数、道·琼斯顶尖指数;第三类为特殊指数,包括道·琼斯 MicroSector 指数、道·琼斯 REIT 指数、道·琼斯伊斯兰市场指数、道·琼斯互联网股票指数、道·琼斯精选股利指数和道·琼斯可持续类指数等。

标准普尔公司的股价指数系列主要包括 S&P 全球 1200 指数、S&P 全球 100 指数、S&P 新兴市场指数、S&P 增长和价值指数、S&P 国家指数和欧洲指数等系列

指数。

MSCI 指数涵盖 23 个发达国家市场和 27 个新兴市场,对不同国家编制了国家指数、价值指数和增长指数、小市值指数和扩展指数以及中国指数系列。

富时指数系列以代表性、可操作性及公开性著称。其中,最负盛名的指数为富时 100 指数,它是英国最具权威性和代表性的股价指数。经过多年发展,富时股价指数已成体系,主要包括三大类:富时全球指数、富时英国指数和其他富时指数。

国际股价指数编制特点及新趋势是:股价指数编制日趋全球化、股价指数编制日趋个性化、采用国际通行经济行业分类方法、股价指数计算方法以市值加权平均法为主、自由流通市值加权成为新的趋势。

我国证券市场股价指数主要有:上海证券交易所股价指数、深圳证券交易所股价指数。其中,上海证券交易所股价指数主要包括上证综合指数和上证成分股指数。深圳证券交易所股价指数主要包括深证综合指数和深证成分股指数。

在我国证券市场上,除了证券交易所编制发布的股价指数外,一些券商和研究机构也推出了各种各样的股价指数,如中信指数体系、中国银河指数体系、国泰君安指数等。

国际著名债券指数主要包括美林债券指数、JP 摩根债券指数、道·琼斯公司债券指数、摩根斯坦利债券指数和 HSBC 债券指数等。主要国际债券指数的共性:指数体系相当完整、指数具有良好的延展性、样本债券选择标准具有共性、指数计算方法具有共性。

上海证券交易所债券指数编制原则为:指数的功能定位明确,并能够真实反映目标债券的总体价格;指数能够便于投资者进行复制;指数应尽量保持结构稳定;指数编制方法公开、透明、简单;在以上的总体原则的基础上,做到延展性和现实性相结合。

除了计算全收益的债券指数之外,上海证券交易所还可以计算债券净价指数、债券定期收益率、存续期、修正存续期、凸度等指标,为投资者提供更丰富的市场信息,便于其进行投资分析。

债券编制后,还应计算国债指数的其他相关统计指标,主要包括到期收益率(YTM)、存续期(D)、修正存续期(D_m)和凸度(V)。这些统计指标的公布将为投资者提供更加丰富的市场信息,有利于对市场进行深入分析。

思考与练习

1. 国际上有哪四大股价指数系列?

2. 国际股价指数计算方法有哪几种? 应用最广泛的是哪一种? 请阐述各个计算方法的作用及其局限性。

3. 上证指数系列有哪几类指数? 它们各自的作用是什么?

4. 沪深 300 指数采用派许加权综合价格指数公式进行, 其调整股本是根据什么方法获得的? 若某股票流通股比例为 51%, 该股票对应的加权比例为多少?

5. 假定某一个债券的价格 $P = 1\,000$, 息票率 $C = 8\%$, 面值 $MV = 1\,000$, 到期年数为 10 年, 请问该债券的到期收益率 YTM 是多少?

6. 试取某段时间内的股票指数或债券指数, 对其做基本的统计描述, 包括均值、标准差、峰度、偏度、极差。

7. 若有一债券其息票利息率为 8% , 息票利息为每半年支付一次, 期限 $T = 30$ 年, 面值 $MV = 1\,000$, 如果该债券的当前价格 $P = 1\,276.76$, 试问该债券的到期收益率是多少?

8. 假设某债券的到期年数 $T = 2$ 年, 息票利息率为 8% , 息票利息为每半年支付一次, 该债券面值 $MV = 1\,000$, 到期收益率 $YTM = 10\%$, 试问该债券的存续期 D 是多少?

9. 若某一债券其息票利息率为 8% , 息票利息为每年支付一次, 该债券的到期收益率 $YTM = 8\%$, 债券的面值 $MV = 1\,000$, 期限 $T = 10$, 试求该债券的凸度为多少?

10. 假设某债券的面值 $MV = 1\,000$, 期限 $T = 30$ 年, 每年支付的息票利息为 80, 修正的存续期 $D_{mi} = 11.26$ 年, 凸度 $V_i = 212.4$, 现假定到期收益率 YTM 从 8% 变为 10% 。

(1) 试分别计算在到期收益率为 8% 和 10% 时该债券的价格, 并计算该债券价格的实际变动率。

(2) 试利用价格变动率与到期收益率的关系, 在不考虑和考虑凸度的情况下, 该债券价格的变动率分别为多少? 试比较在这两种情况下的精度。

证券投资组合 理论与方法

第一节 马柯维茨的证券组合理论

证券投资的目的是为了取得收益,但同时投资者也不得不承担风险。一般的情况是,预期收益越高的证券风险也越大,因此,进行证券投资时往往无法简单地选择收益最高的证券,而必须同时考虑风险因素。证券组合理论正是根据不同证券的收益水平和风险等级各异的特点,利用一系列方法求出最优证券组合,也就是求出在风险相等的条件下收益水平最高的证券组合,或者是在预期收益相同条件下风险最小的证券组合,而美国经济学家马柯维茨(Markowitz)是证券组合理论公认的创始者。他在1952年发表的具有历史意义的论文《证券组合选择》和在1959年出版的同名专著,阐述了证券收益和风险水平的主要原理和方法,建立了均值方差证券组合模型的基本框架,为证券组合理论在这几十年间迅速地充实、拓展和提高奠定了牢固的理论基础。

本章将从投资组合的收益和风险着手,逐步引出投资分散化原则和马柯维茨证券组合理论,并对此做出论证说明。马柯维茨证券组合理论作为一种投资方法归纳起来共有四个步骤:一是想购买最佳证券组合的投资者先要确定一系列的证券作为考虑对象;二是对这些证券的前景进行分析,即进行基本分析和技术分析,对所考虑的所有证券的收益率、方差和协方差做出估计;三是要确定有效边界,这就是要利用估计出的预期收益率、方差和协方差,来确定构成有效边界的有效证券组合的组成部分和位置;四是要找出投资者的最佳证券组合,即找出投资者的无差异曲线与有效边界的切点。

一、证券组合收益和风险的统计测定

(一) 单一证券收益和风险的测定

依照马柯维茨的证券组合理论, 证券投资者在一定时期内投资于某一证券的收益测定公式为:

$$R = \frac{W_1 - W_0}{W_0} \quad (7-1)$$

式中, R 代表收益率; W_0 代表期初证券市价; W_1 代表期末证券市价及投资期内投资者所获收益的总和, 包括股息和红利。

风险是指投资者投资于某种证券的不确定性, 风险不仅包括负面效应的不确定性, 还包括正面效应的不确定性。它是以预期收益率的标准差来表示的。预期收益率是指持有股票所可能得到的预期收益。如果收益率 R_i 为离散型随机变量, 其概率密度为 P_i , 则预期收益率公式为:

$$E(R) = \sum_{i=1}^n P_i R_i \quad (7-2)$$

标准差是指其收益率对其预期收益率的可能偏离。在统计学中, 证券收益率的方差可表示为:

$$V = \sigma^2 = \sum_{i=1}^n [R_i - E(R_i)]^2 P_i \quad (7-3)$$

而标准差则是方差的平方根, 用公式可表示为:

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^n [R_i - E(R_i)]^2 P_i} \quad (7-4)$$

式中, σ 代表风险; R_i 代表所观察到的收益率; $E(R_i)$ 代表收益率的期望值, 即预期收益率; P_i 代表各个收益率 R_i 出现的概率。

【例 7-1】 某投资者投资某种股票的投资收益率 R_i 和出现的概率 P_i 如表 7.1 所示。

表 7.1 某种股票的投资收益率和相应的概率

收益率(%)	组中值 (R_i) (%)	概率 (P_i)	组中值×概率	$[R_i - E(R_i)]^2 P_i$
7.5~8.5	8	0.05	0.40	0.45
8.5~9.5	9	0.10	0.90	0.40
9.5~10.5	10	0.20	2.00	0.40
10.5~11.5	11	0.30	3.30	0
11.5~12.5	12	0.20	2.40	0.20
12.5~13.5	13	0.10	1.30	0.40
13.5~14.5	14	0.05	0.70	0.45
合 计	—	1.00	11	2.1

根据表 7.1, 可以计算该股票的预期收益率为:

$$\begin{aligned} E(R) &= \sum_{i=1}^7 R_i P_i \\ &= 8 \times 0.05 + 9 \times 0.10 + 10 \times 0.20 + 11 \times 0.30 \\ &\quad + 12 \times 0.20 + 13 \times 0.10 + 14 \times 0.05 \\ &= 11\% \end{aligned}$$

可计算其标准差为:

$$\begin{aligned} \sigma &= \sqrt{\sum_{i=1}^n [R_i - E(R_i)]^2 P_i} \\ &= [(8-11)^2 \times 0.05 + (9-11)^2 \times 0.10 + (10-11)^2 \times 0.20 + (11-11)^2 \\ &\quad \times 0.30 + (12-11)^2 \times 0.20 + (13-11)^2 \times 0.10 + (14-11)^2 \times 0.05]^{1/2} \\ &= \sqrt{2.1} = 1.45\% \end{aligned}$$

计算结果表明, 该种股票的预期收益率为 11%, 风险为 1.45%, 其收益率在 11% ± 1.45% 的范围内变动。

风险可分为系统风险和非系统风险。系统风险强调的是对整个证券市场所有证券的影响, 而且这种风险通常难以回避和消除; 而非系统风险强调的是对某一证券个别的影响, 投资者可以通过证券组合理论来规避风险。

(二) 证券组合的收益和风险的测定

1. 证券组合预期收益率的计算

某一投资组合的预期收益率就是这一投资组合中各种证券预期收益的加权平均。其计算公式为:

$$R_p = \sum_{i=1}^n X_i R_i \quad (7-5)$$

式中, R_p 代表证券组合的预期收益率, 即证券组合收益的期望值; X_i 代表对于第 i 种证券的投资比例 ($X_i \geq 0$, 且 $\sum X_i = 1$, 还假设所有的资本都投在证券组合上); R_i 代表第 i 种证券的预期收益率。

表 7.2 给出了两种证券的有关资料。

表 7.2 国库券和股票收益率等资料

项 目	国 库 券		股 票	
	牛市	熊市	牛市	熊市
收益率(%)	8	12	14	6
概率	0.5	0.5	0.5	0.5
期望值(%)	$8 \times 0.5 + 12 \times 0.5 = 10$		$14 \times 0.5 + 6 \times 0.5 = 10$	

根据表 7.2,并假定某投资者的投资比例是国库券和股票各占二分之一,则计算两种证券组合收益率的期望值为:

$$R_p = \sum_{i=1}^n X_i R_i = \frac{1}{2} \times 10 + \frac{1}{2} \times 10 = 10\%$$

计算结果表明,两种证券组合的期望收益率同国库券的期望收益率和股票的期望收益率是一样的,三者均为 10%。但是,投资者在这里不仅关心期望值,而且要知道其风险的大小,以便做出相应的决策。

2. 证券组合风险的测定

为了测定证券组合的风险,需要引进统计学中的一些概念,即协方差和相关系数。

协方差是统计学上表示两个随机变量之间关系的变量,它是用来确定有价证券组合收益率方差的一个关键性指标。以 A、B 两种证券的组合为例,则其协方差为:

$$\text{cov}(R_A, R_B) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m [R_{Ai} - E(R_A)][R_{Bi} - E(R_B)] \quad (7-6)$$

式中, R_A 代表证券 A 的收益率; R_B 代表证券 B 的收益率; $E(R_A)$ 代表证券 A 收益率的期望值; $E(R_B)$ 代表证券 B 收益率的期望值; m 代表证券收益率的个数; $\text{cov}(R_A, R_B)$ 代表 A、B 两种证券收益率的协方差。

$\text{cov}(R_A, R_B)$ 在此处的含义在于:如果 $\text{cov}(R_A, R_B)$ 得到的是正值,则表明证券 A 和证券 B 的收益有相互一致的变动趋向。即若一种证券的收益高于预期收益,则另一种证券的收益也高于预期收益;一种证券的收益低于预期收益,则另一种证券的收益也低于预期收益。如果 $\text{cov}(R_A, R_B)$ 得到的是负值,则表明证券 A 和证券 B 的收益有相互抵消的趋向,即一种证券的收益高于预期收益,则另一种证券的收益低于预期的收益;反之亦然。

然而,协方差作为一个固有的参数,它并不能完全描述其联合概率分布的性质或者存在于两种投资之间的关系。但是,如果把协方差标准化,可得到一个更好的描述参数,这个参数就是相关系数。协方差是无界的,理论上它的值可以从负无穷大到正无穷大。不过,我们可以使它有界,通过把它除以两种投资收益率的标准差来实现。其公式为:

$$r_{AB} = \frac{\text{cov}(R_A, R_B)}{\sigma(R_A)\sigma(R_B)} \quad (7-7)$$

$$\text{cov}(R_A, R_B) = r_{AB}\sigma(R_A)\sigma(R_B) \quad (7-8)$$

(7-7)式称为相关系数,并且它的值在 -1 到 +1 之间。它表示两种证券的相互影响程度。以下就 A、B 两种证券所构成的投资组合在这两种证券的相关系数分别为 +1、0 和 -1 三种情况时进行讨论。

(1) 完全正相关 ($r_{AB} = +1$)。

假设 $\sigma_A = 3\%$, $\sigma_B = 5\%$, 投资于这两种证券的比例为 $X_A = X_B = 50\%$, 证券组合的方差 V 可由如下推导得到:

$$\begin{aligned} V &= E[(X_A R_A + X_B R_B) - E(X_A R_A + X_B R_B)]^2 \\ &= E\{X_A [R_A - E(R_A)] + X_B [R_B - E(R_B)]\}^2 \\ &= X_A^2 E[R_A - E(R_A)]^2 + X_B^2 E[R_B - E(R_B)]^2 \\ &\quad + 2X_A X_B E[R_A - E(R_A)]E[R_B - E(R_B)] \\ &= X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + 2X_A X_B \text{COV}(R_A, R_B) \end{aligned}$$

可得证券组合的标准差为:

$$\sigma_p = \sqrt{X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + 2X_A X_B \text{COV}(R_A, R_B)} \quad (7-9)$$

将(7-8)式代入(7-9)式可得:

$$\sigma_p = \sqrt{X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + 2X_A X_B r_{AB} \sigma_A \sigma_B} \quad (7-10)$$

又因为此时 $r_{AB} = +1$, $\sigma_p = X_A \sigma_A + X_B \sigma_B = 50\% \times 3\% + 50\% \times 5\% = 4\%$ 。

由此可得出投资组合的标准差是每一种证券风险的加权平均, 组合风险是介于最大风险和最小风险之间的。

(2) 完全负相关 ($r_{AB} = -1$)。

同理, 在完全负相关的情况下可得出:

$$\sigma_p = X_A \sigma_A - X_B \sigma_B \quad (7-11)$$

将上述数字代入(7-11)式, 则得出 $\sigma_p = 1\%$, 由此可以看出, 在完全负相关的情况下, 风险可以大大降低, 甚至可以通过改变 X_A 和 X_B 值, 使风险达到最小为 0。在本例中, 当 $X_A = 62.5\%$ 、 $X_B = 37.5\%$ 时, $\sigma_p = 0$ 。

(3) 完全不相关 ($r_{AB} = 0$)。

根据(7-9)式, 将 $r_{AB} = 0$ 代入, 可得:

$$\sigma_p = \sqrt{X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2} \quad (7-12)$$

同样将 $\sigma_A = 3\%$ 、 $\sigma_B = 5\%$ 和 $X_A = X_B = 50\%$ 代入(7-12)式, 则 $\sigma_p \approx 2.9\%$ 。

因此可以看出在证券组合中, 证券间的相关系数为 0, 投资组合的风险也可因此而降低。同样, 如果调整证券 A 和证券 B 所占的比重, 其风险会进一步降低。

下面利用表 7.2 资料来计算两种证券组合的风险。其具体步骤如下。

(1) 单证券标准差 $\sigma_{\text{国库券}}$ 和 $\sigma_{\text{股票}}$ 。

$$\begin{aligned} \sigma_{\text{国库券}} &= \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [R_i - E(R)]^2} \\ &= \sqrt{\frac{1}{2} \times [(8-10)^2 + (12-10)^2]} = 2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\sigma_{\text{股票}} &= \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [R_i - E(R)]^2} \\ &= \sqrt{\frac{1}{2} \times [(14 - 10)^2 + (6 - 10)^2]} = 4\end{aligned}$$

(2) 两证券组合标准差 σ_p 。

要计算两证券组合的标准差 σ_p ，首先计算以下几个统计量：

① 协方差 $\text{cov}(R_A, R_B)$ 。

$$\begin{aligned}\text{cov}(R_A, R_B) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [R_{A_i} - E(R_A)][R_{B_i} - E(R_B)] \\ &= \frac{1}{2} [(8 - 10) \times (14 - 10) + (12 - 10) \times (6 - 10)] \\ &= \frac{1}{2} \times (-8 - 8) = -8\end{aligned}$$

② 相关系数。

$$r_{AB} = \frac{\text{cov}(R_A, R_B)}{\sigma_A \sigma_B} = \frac{-8}{2 \times 4} = -1$$

计算结果表明，此例中国库券的收益率与股票的收益率之间存在着完全的负相关关系，即国库券收益率降低，股票的收益率就上升。

③ 两证券组合的标准差。

$$\begin{aligned}\sigma_p &= \sqrt{X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + 2X_A X_B r_{AB} \sigma_A \sigma_B} \\ &= \sqrt{\left(\frac{1}{2}\right)^2 \times 2^2 + \left(\frac{1}{2}\right)^2 \times 4^2 + 2 \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times (-1) \times 2 \times 4} \\ &= 1\end{aligned}$$

我们从 σ_p 这个公式中发现，证券组合风险的大小由以下三个因素决定：

第一，每种证券所占的比例。如何从量上确定其最佳的比例呢？当 $r_{AB} = -1$ 时，证券 A 的最佳结构公式为：

$$X_A = \frac{\sigma_B}{\sigma_A + \sigma_B} \quad (7-13)$$

此例中，国库券的投资比例应为：

$$X_A = \frac{4}{2 + 4} = \frac{2}{3}$$

将 $X_A = \frac{2}{3}$ 代入两个证券组合标准差的公式得：

$$\begin{aligned}\sigma_p &= \sqrt{\left(\frac{2}{3}\right)^2 \times 2^2 + \left(\frac{1}{3}\right)^2 \times 4^2 + 2 \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{3} \times (-1) \times 2 \times 4} \\ &= 0\end{aligned}$$

在这种比例的配置下,这两种证券组合的风险为0,即完全消除了风险。

第二,证券收益率的相关性。当证券组合所含证券的收益是完全相关的,即 $r_{AB}=+1$ 时,这时的证券组合并未达到组合效应的目的;当证券组合所含证券的收益是完全负相关的,即 $r_{AB}=-1$,这时证券组合通过合理的结构可以完全消除风险。上述两种不同的相关系数的经济含义是十分明确的。当你购买电子业一个行业的多种证券时,此时所选证券的数量和品种虽多,但它们之间具有正的相关关系,即该行业不景气的话,那么,这些股票的收益状况是“一面倒”的。因此,这种组合还是不能避免风险。只有当各种股票的收益之间没有过大的正相关关系或不相关以及负相关时,才能分散风险,达到避免风险的组合效应。

第三,每种证券的标准差。各种证券收益的标准差都大,那么组合后的风险相应也要大一些。但组合后的风险若还是等同于各种证券风险的话,那么,就没有达到组合效应的目的。一般来说,组合后的证券风险不会大于单个证券的风险,至少是持平。

下面我们根据表7.2求出当证券比例各为1/2的条件下,两种证券组合的风险情况。表7.3所示的有关数据是根据表7.2求得的。

表 7.3 各占二分之一的一揽子证券风险情况

r_{AB}	-1	-0.5	0.0	+0.5	+1
组合风险(%)	1.00	1.732	2.236	2.646	3.000

表7.3中数据表明,当 $r_{AB}=-1$ 时,其总风险最小,为1%;当 $r_{AB}=+1$ 时,总风险最大,为3%。对收益率为10%的国库券的风险为2%和股票的风险为4%来说,组合风险为3%的话,就不能说有什么好的组合效应。

上述实例证明,当 $r_{AB}=-1$ 时,其组合效应最佳。

从对每种证券比例的考察中,我们已经发现,当国库券占三分之二、股票占三分之一时,其总风险为0。各种比例的测算如表7.4所示。

表 7.4 最佳比例测算表

国库券(%)	股票(%)	证券组合风险(%)
0	100	4.0
50	50	1.0
66	34	0.0
100	0	2.0

表7.4的数据表明,当国库券为100%时,就等于其单独风险的2%;当股票为100%时,就等于其单独风险的4%。这里,在证券流通市场上买卖国库券的风险当然要比买卖股票小得多,这是不言而喻的,其数量分析结果也一样。而只有当国库券为

三分之二、股票为三分之一时,证券的组合完全避免了风险,即其总风险为 0。而其收益率的期望值却同购买单个证券是一样的均为 10%。如前分析,购买国库券投资要承担 2% 的风险,购买股票投资要承担 4% 的风险,而一揽子证券的最佳组合则没有风险。这就是统计研究给投资者带来的好处。

事实上,证券组合往往是由多种证券甚至数十种证券组合成的,但其基本原理同两种证券组合一样,只是对风险的计算更加烦琐一些。然而如果借助计算机,这种证券组合收益和风险的分析就成为一件轻而易举的事情了。

上述给出的两个证券组合的标准差为:

$$\sigma_p = \sqrt{X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + 2X_A X_B \text{COV}(R_A, R_B)}$$

在两种以上的证券组合中,证券组合的方差为:

$$V_p = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \text{COV}_{ij} \quad (7-14)$$

式中, X_i 、 X_j 代表第 i 种、第 j 种证券在证券组合中所占的比重; COV_{ij} 代表第 i 种证券和第 j 种证券的协方差, $\text{COV}_{ij} = r_{ij} \sigma_i \sigma_j$; r_{ij} 代表第 i 种证券和第 j 种证券的相关系数。

现在我们来研究一下三种证券组合的收益和风险的计算问题。

(1) 证券组合收益率的期望值公式为:

$$E(R) = \sum_{i=1}^n X_i P_i$$

(2) 证券组合的标准差公式为:

$$\sigma_p = \sqrt{X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + X_C^2 \sigma_C^2 + 2X_A X_B r_{AB} \sigma_A \sigma_B + 2X_B X_C r_{BC} \sigma_B \sigma_C + 2X_A X_C r_{AC} \sigma_A \sigma_C}$$

式中, X_A 、 X_B 、 X_C 分别为证券甲、乙、丙所占的比例; r_{AB} 、 r_{BC} 、 r_{AC} 分别为甲和乙、乙和丙、甲和丙的相关系数; σ_A 、 σ_B 、 σ_C 分别为甲、乙、丙的标准差。

【例 7-2】三种股票组合的有关数据如表 7.5 所示。

表 7.5 三种股票组合分析数据

股 票	甲	乙	丙
收益率期望值	0.08	0.16	0.06
标准差	10	14	6
相关系数	$r_{AB} = 0.5$	$r_{BC} = 0.2$	$r_{AC} = 0.3$
所占比例	0.3	0.3	0.4

根据表 7.5 中的数据,三种股票组合的收益和风险计算步骤如下:

(1) 求收益率的期望值 E_p 。

$$E_p = \sum_{i=1}^3 X_i P_i = 0.3 \times 0.08 + 0.3 \times 0.16 + 0.4 \times 0.06 = 0.096 \text{ 或 } 9.6\%$$

(2) 求三个证券组合的标准差 σ_p 。

$$\begin{aligned} \sigma_p &= (0.3^2 \times 10^2 + 0.3^2 \times 14^2 + 0.4^2 \times 6^2 + 2 \times 0.3 \times 0.3 \times 0.5 \times 10 \times 14 \\ &\quad + 2 \times 0.3 \times 0.4 \times 0.2 \times 14 \times 6 + 2 \times 0.3 \times 0.4 \times 0.3 \times 10 \times 6)^{1/2} \\ &= \sqrt{53.352} = 7.3\% \end{aligned}$$

计算结果表明,由甲、乙、丙组成的组合股票的收益率为 9.6%,其总风险为 7.3%,小于三种单个证券风险的期望值 9.6%($0.3 \times 10\% + 0.3 \times 14\% + 0.4 \times 6\%$)。具体应用时我们还可以借助计算机进行运算,找到最佳的股票配置比例,达到风险最小的最佳组合的目的。

(三) 证券组合效应的图示分析

1. 两种股票组合效应图示及其分析

两种股票组合效应如图 7.1 所示。

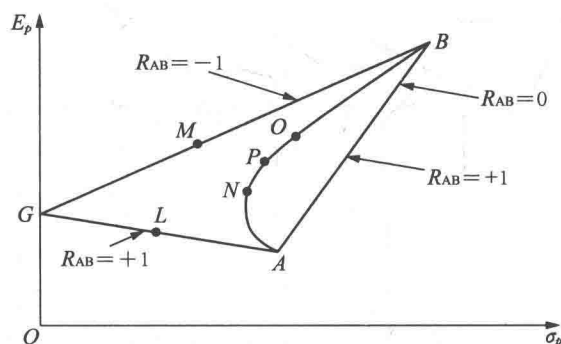


图 7.1 两种股票组合效应图

A 点表示证券甲的比例为 100%, B 点表示证券乙的比例为 100%,这里的三条直线 AB、AG、GB 分别表示相关系数为 +1 和 -1 时,证券甲和证券乙分别在组合证券中所占的比例,曲线 AB 是一条双曲线,表示 $R_{AB} = 0$ 时的证券甲和证券乙所占的比例。现在,我们对各线段做如下分析:

(1) 线段 AB 表明,在相关系数为 +1 时,证券甲的比例愈大风险愈小,随着股票甲所占比例的减少,风险也逐步加大,当达到证券乙为 100% 即 B 点时,风险最大,而相关系数为 +1 时,一揽子证券未产生组合效应。

(2) 当一揽子股票内两种股票的相关系数为零时,股票甲的比例变化,即图 7.1 的 A 点沿着曲线 AB 变化时,组合证券产生组合效应,随着证券甲比例的变化,风险程度均比单独购买一种股票为好,但是由图 7.1 可以看出, A 点从 A → N → P 运动时,没有 POB 这一段线段上的大部分线段运动时那样好,以 P 点为转折点,在 ANP 和 POB 上,出现了具有相同风险但是收益的期望值不同的两个点,如在 ANP 线段上的 N 点,和 POB 线段

上的 O 点, 它们的 σ_p 是相同的, 但是 N 点的期望值低于 O 点, P 点表示 $r_{AB} = 0$ 时组合证券的风险比原来单独购买一种证券有所降低, 但是不能降低到 $\sigma_p = 0$ 。

(3) 相交于 G 点的两条直线 AG 和 GB , 表明证券甲的比例变化, 即图 7.1 上的 A 点沿着相关关系为 -1 的线段上进行运动, 当运动至 G 点时, $\sigma_p = 0$, 即此时的证券甲的比例应为 $\sigma_B / (\sigma_A + \sigma_B)$, 过了 G 点, 风险又逐步回升。同时, 由图 7.1 可知, AG 和 GB 同样存在着一系列风险系统, 但是存在着期望值不同的对应的两个点, 如 L 点和 M 点, 这也表明 A 点沿着 GB 运动比 AG 为优。

综合上述分析, 我们可以得出如下的结论: 组合证券沿着所有线段运动都是可以的, 但存在着一些比其他效应为优的线段。这个结论说明组合证券可以选择任何种类的股票, 不管它们的相关性如何, 可以按任意的比例组成, 就能取得好的和最好的组合效应。

2. 多种股票组合效应的图示及其分析

事实上, 由两种股票组成的组合证券是很少的, 实践中一般是由多种甚至数十种股票组成的组合证券。然而, 我们可以用两种股票的组合效应原理推广到分析多种股票组成的组合证券中去。现在我们把推广到三种股票组合成的组合股票中去。三种股票的组合效应如图 7.2 所示。

图 7.2 是由三种股票甲、乙、丙组成的组合股票的图形。图形中的 A 、 B 、 C 三点分别表示股票甲、乙、丙为 100% 时的收益和风险情况, 曲线 AB 中的各点表示股票甲和乙的各种比例组成的组合股票, 虚线 AC 则表示由股票甲和丙的各种比例组成的组合股票, BC 则表示了股票乙和丙的各种比例组成的组合股票。同时, 为了分析组合效应, 我们规定这些股票间的相关系数都比 $+1$ 小, 这在图形上体现了出来, 那么如何从图形上体现三种股票的组合呢? 曲线 GC 就是表示三种股票的组合, 点 G 表示某种比例的股票甲和股票乙的组合, 所以 GC 上的各点就是表示股票甲、乙、丙按各种比例组合成的组合股票, 由图 7.2 中也可以看出, GC 某些线段的风险比原来的几根曲线都小, 即产生了组合效应。同时必须指出, 两种股票的组合只是 $E_p - \sigma_p$ 图上的一个平面, 因为类似 GC 的线段可以有許多根, 其形状如图 7.3 所示。

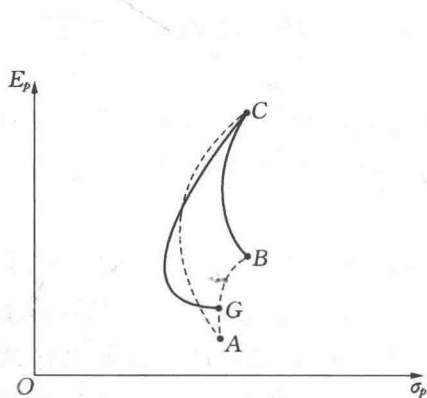


图 7.2 三种股票组合效应图

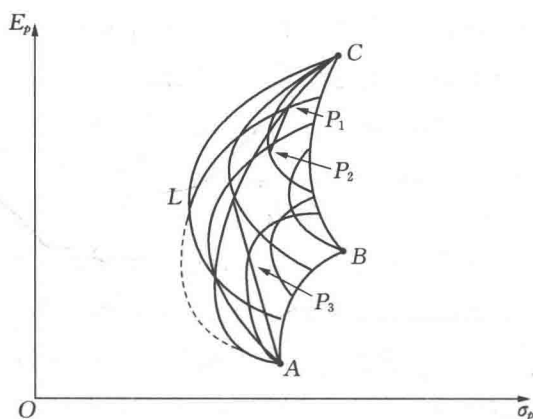


图 7.3 三种股票组合的各种曲线图

由图 7.3 可以看出 P_2 的风险小于 P_1 , 因此, 比较稳定的投资者乐于按 P_2 的比例选择组合股票, 甘冒风险以取得更大的收益的投资者则乐于按 P_1 的比例选购; 但是对于 P_3 来说, 应该是不可取的, 因为其风险与 P_2 一样, 但收益的期望值却远较 P_2 低。所以, 从图形分析中可以得出这样的结论, 即收益好的组合股票是: (1) 风险相同, 但是收益较其他为高的组合股票; 或是 (2) 收益相同, 但风险比其他要小的组合股票。

(四) 投资分散化和证券组合的最佳规模分析

所谓投资分散化, 就是指投资者在投资证券时, 不只是购买一种证券, 而是同时购买多种证券, 并以适当的投资组合来尽量避免和减少风险。所谓投资组合, 就是指投资者同时投资的多种证券中, 既购买债券, 又购买股票; 既购买风险大而预期收益高的证券, 也购买风险小而收益稳定的证券。这样通过选择不同对象, 组成多样化的投资。

为了取得证券投资的最佳组合效应, 选择时不仅仅要考虑证券的品种数, 还必须考虑这些品种的行业分布。这些证券的品种数应该是跨行业的, 既有工业的, 如电子工业、化工工业、重工业、轻工业, 也有商业的, 使持有的组合证券相互间的正相关程度小, 或者是根本不相关或负相关程度高。这样, 当有的证券遇到大的风险时, 会被别的证券所得到的较大的收益所抵消, 起到此消彼长、此长彼消、相互抵消、相互补充的作用, 以便稳定地得到一定的收益。如果购买的品种和数量虽多, 但却是同行业的, 那么其正相关的程度就大, 如遇该行业不景气或经济效益不佳, 这时会产生很大的风险。

同时, 还必须十分强调每种证券在组合证券中所占的比例或结构。只有合理地配置比例, 才能得到最佳的组合效应。

如果投资者所选用的证券组合全部选用普通股票, 分散化必然能使风险显著地降低, 但也可能仍存在着风险。这就提出了这样的一个问题, 即在一项投资组合中应达到如何的规模, 即应包括多少种股票才能使分散化的利益最大? 这是投资者在对普通股做投资组合时必须考虑的问题。

如前所述, 系统风险属于不可分散的风险, 而非系统风险则属于可分散的风险。可分散的风险可以通过合理的投资组合予以消除。伊文斯(Evans)和阿切尔(Archer)曾致力于证券组合最适合规模的研究。在研究中, 他们以标准普尔 500 指数中选取的 470 种股票 1958 年 1 月至 1967 年 7 月间的半年收益率为研究对象。具体研究过程为: 从这 470 种股票中以随机方式抽取 60 次, 构成 60 个单一股票的投资组合, 分别计算出这 60 个投资组合收益率和标准差, 并对此进行平均, 得到一个单一股票投资组合的平均标准差; 然后从对这 470 种股票中随机抽取 60 次, 每次抽取 2 种股票, 构成 60 个两种股票的投资组合, 再计算它们的收益率和标准差。以此类推, 直至 60 个投资组合中的股票数目增至 40 种。他们的研究结果表明: 投资组合的风险会伴随着所含股票数目的增加而减少, 而且股票数目增加至 8 种以上时, 非系统风险已经无法明显地下降了。他们利用数据得到了如下回归方程:

$$\sigma_n = 0.1191 + 0.8625 \times \frac{1}{x_n} \quad (7-15)$$

式中, σ_n 代表 n 种证券组合下的标准差, x_n 代表投资组合所包含的证券数目。

由(7-15)式可知, 证券组合的标准差与证券组合所含的证券数目呈反比例关系, 在图形上呈双曲线或逆直线型。图 7.4 给出了(7-15)式的图示。由图 7.4 可知, 当股票数目为 16 时, 投资风险已经无法明显下降了, 即趋近于极限。这时, 即使再增加股票的数目也无法有效地消除风险。因此, 按伊文斯和阿切尔的分析, 证券组合的数目大约在 8~16 之间为最佳规模。

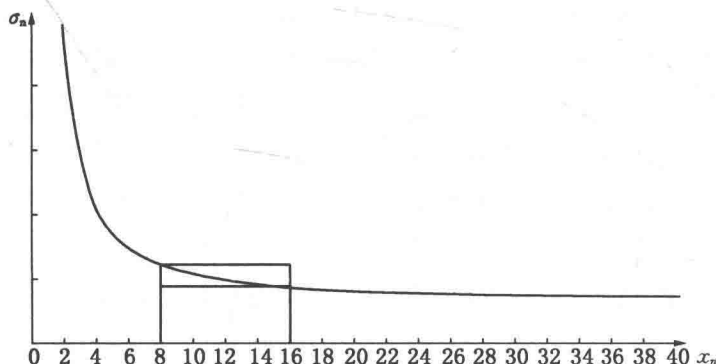


图 7.4 投资风险分析图

上述分析告诉我们, 通过证券组合对不同种类证券的选择, 根据其相关程度的大小和所占比重的变化, 可以有效地避免风险。同时, 如果能确定一定的投资组合的证券数目, 则可以获得证券组合的最适合的规模。

二、证券组合的效用分析

马柯维茨在建立了以收益和风险的投资组合模型的基础上, 推导出投资组合的有效集。为了更好地说明马柯维茨有效集理论, 有必要先说明一下证券组合的投资效用函数。

(一) 证券组合的效用函数

证券组合的效用是指一定证券组合的收益所产生的心理效应, 它是衡量投资者对不同证券组合偏好程度的一种基本尺度。由于不同投资者具有不同的投资偏好, 他们对同一证券组合的优劣评判也不一致, 如有人比较喜欢冒风险, 有人则讨厌风险。因此, 要进行证券组合分析并求出最优的证券组合, 必须首先研究证券组合的效用问题。

不同证券组合的收益率产生不同的效用值, 效用与证券收益率的对应关系就是效用函数。例如:

$$U = 40R - 20R^2$$

其中, R 代表收益率, U 代表效用, 当收益率为 10% 时, 则证券组合的效用为 3.8 个单位。

由于证券收益的不确定性, 效用函数所反映的证券组合效用也是不确定的。这时, 就有必要计算效用的期望值。效用期望值的公式为:

$$E(U) = \sum_{i=1}^n P_i U(R_i)$$

式中, $E(U)$ 代表效用的期望值; P_i 代表与收益率相对应的概率; R_i 代表各种收益率。

(二) 效用函数的基本类型

由于投资者对风险的态度不同, 导致效用函数的类型也不尽相同, 具体可分为凸性效用函数、凹性效用函数和线性效用函数三种。

1. 凸性效用函数

若效用函数对于任意的证券组合收益率 R_x 都能满足:

$$U(R_x) > \frac{1}{2} [U(R_x - R_0) + U(R_x + R_0)]$$

则称此效用函数为凸性效用函数, 如图 7.5 所示。

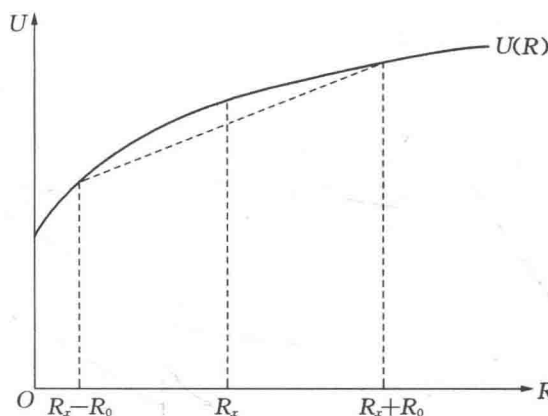


图 7.5 凸性效用函数

对凸性效用函数来说, 它的斜率随着收益率的增加而变得越来越小, 即可得 $\frac{dU}{dR} > 0$,

$\frac{d^2U}{dR^2} < 0$ 。其经济含义是投资收益率的边际效用递减, 即投资者不愿冒风险。一般而言, 效用函数越凸, 投资者越规避风险。

2. 凹性效用函数

若对于任意的证券组合收益率 R_x 都能满足:

$$U(R_x) < \frac{1}{2} [U(R_x - R_0) + U(R_x + R_0)]$$

则称此函数为凹性效用函数,如图 7.6 所示。

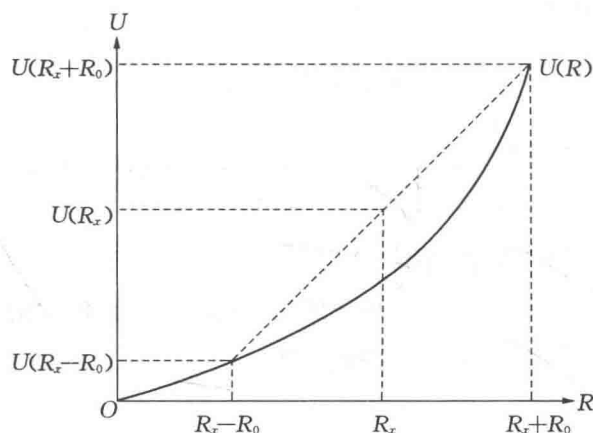


图 7.6 凹性效用函数

对于凹性效用函数来说, $\frac{dU}{dR} > 0$, $\frac{d^2U}{dR^2} < 0$, 也就是说投资者收益率的边际效用递增, 即凹性效用函数的投资者是喜欢风险的。

3. 线性效用函数

线性效用函数上的点满足:

$$U(R_x) = \frac{1}{2} [U(R_x - R_0) + U(R_x + R_0)]$$

不难发现, 其投资收益率的边际效用是一个常数, 投资者属于风险中性者。线性效用函数如图 7.7 所示。

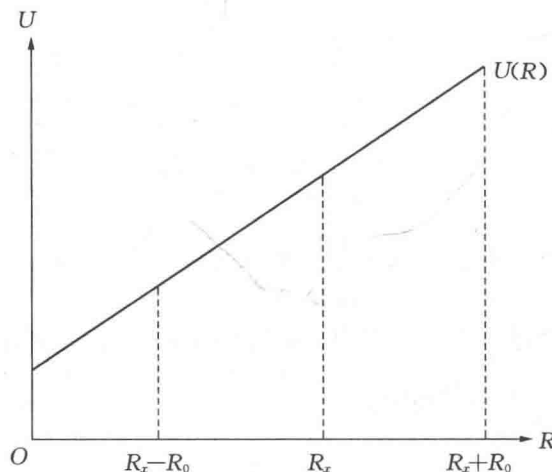


图 7.7 线性效用函数

(三) 效用函数期望无差异曲线

我们已经给出证券组合效用的期望值公式,即:

$$E(U) = \sum_{i=1}^n P_i U(R_i)$$

由上式可知,一定的证券组合对应着一定的效用期望值。由于从理论上讲存在无数种组合方案,因此,有可能找到一些证券组合,在效用函数一定的条件下,这些组合都有相等的效用期望值。由于这些证券组合能产生相等的期望值,说明对于相应的投资者而言,这些证券组合是没有区别的,都是可取的。如果能将产生相同效用期望值的各种证券组合对应的收益率期望值和标准差列出,在 $E(R)$ 和 σ 坐标系中描述出它们对应的点,并用平滑的曲线将这些点连接起来,就得到了效用无差异曲线,或称风险收益无差异曲线,如图 7.8 所示^①。

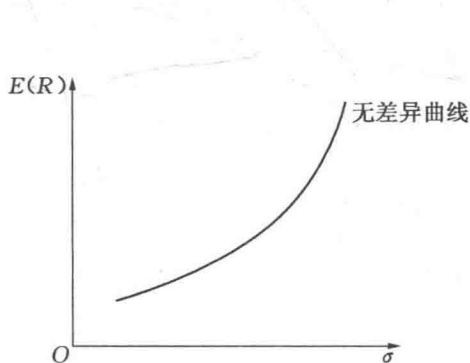


图 7.8 效用期望无差异曲线

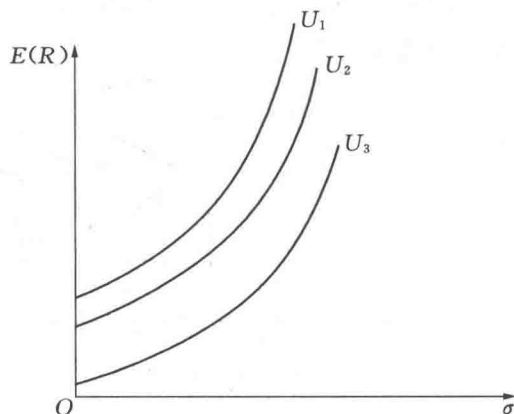


图 7.9 高度风险回避型

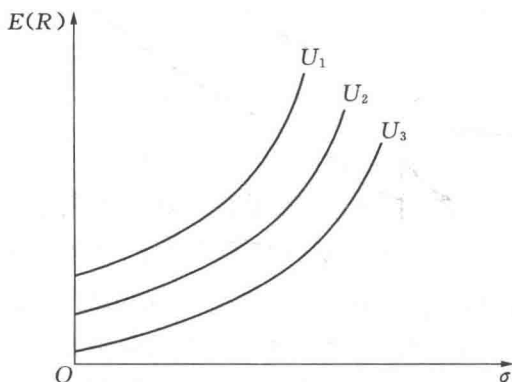


图 7.10 中度风险回避型

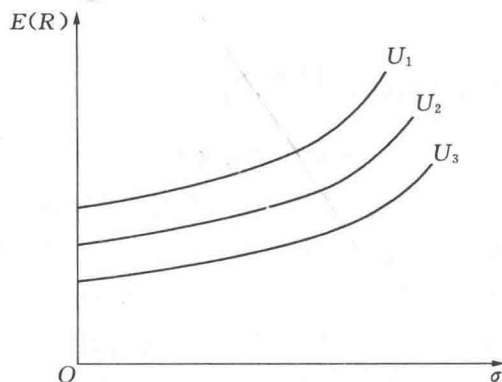


图 7.11 轻度风险回避型

由于效用期望值可以有許多个,因此,投资者的无差异曲线也有許多条。当然,

^① 邢天才主编:《证券理论与实务》,中信出版社 1992 年版,第 447 页。

投资者会选择能提供最大效用期望值的无差异曲线作为投资的证券组合目标。图 7.9、图 7.10 和图 7.11 分别表示不同风险回避者的无差异曲线。我们通常假设所有的投资者都是风险回避者,一些投资者可能是高度风险回避者,一些则可能是轻度风险回避者,另一些则可能介于两者之间。风险回避越高的投资者,他的无差异曲线就越陡峭,斜率越大。

无差异曲线有以下两个重要的特点:

第一,位于同一条无差异曲线上的所有证券组合,对投资者都具有相同的偏好。这一特点反映在图上就是无差异曲线之间不能相交。

第二,在坐标系中,越是位于西北方向的无差异曲线上的证券组合越为投资者所偏好。如图 7.12 所示。A、B、C 三种证券组合,投资者对 A、B 有相同的偏好。但投资者更偏好于 C,因为证券组合 C 位于较高的效用无差异曲线上。对于 A 来说,C 组合有更大的预期收益率弥补它较高的标准差,对 B 来说,C 则有更小的标准差来弥补它较小的预期收益。

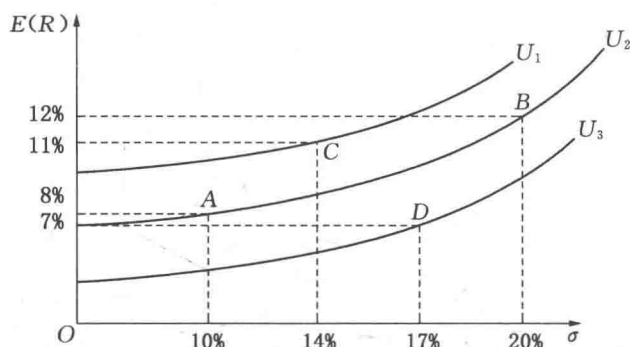


图 7.12 无差异曲线的特点

三、有效边界的确定

(一) 有效边界的概念

在现实生活中,人们投资的目的因人而异,各不相同,然而作为一个理性的投资者,他的投资动机是为了获取利益,因为收益可以给投资者带来某种满足,或者说带来一定的效用。一方面,收益越大,投资者从中得到的满足越多,从而效用越大,因而理智的投资者总是力图增加收益;但另一方面,风险也相伴而生,而风险是对效用的一种损害,因此投资者总是力图减少风险。所以投资者必须在收益和风险之间做出权衡,使其效用达到最大。这样投资者必然采取以下策略:第一,在风险相同的条件下,选择期望收益最大的证券品种;第二,在期望收益相同的条件下,选择风险最小的证券品种。

在此基础上,为了便于分析,马柯维茨提出如下假设:(1)市场是有效的,即市场上

的任意证券信息都是已知或可以知道的;(2)投资者是风险的厌恶者;(3)所有投资决策都是依据投资的期望收益及其方差做出的;(4)投资单元是完全可分的,即假定所有的证券是无限可分割的,投资者可按任意比例买卖;(5)收益率和风险是并存的,要想得到高收益,就必须承担高风险。

马柯维茨根据他的假定和西方经济学的效用理论分析指出:投资者的行为将是一个寻找有效组合的过程。所谓有效组合,是指该证券组合与其他证券组合相比,在同样的风险水平下,具有最高的收益率;或者在同样的收益水平下,具有最小的风险,而有效边界就是由所有有效组合在风险—收益平面上所形成的曲线。

举例来说,对表 7.6 所示的选择对象,根据马柯维茨理论,投资者对于证券组合 D 的偏好胜过对证券组合 B 的偏好,因为两者具有相同的 8% 的预期收益,但是证券组合 D 的 4% 的风险比证券组合 B 的 12% 的风险要小。同样根据马柯维茨理论,投资者对于证券组合 G 的偏好将胜过对证券组合 F 的偏好,因为这两种证券组合具有相同的 11% 的风险,但是证券组合 G 的 10% 的预期收益比证券组合 F 的 6% 的预期收益要高。同样的道理,投资者对于证券组合 A 的偏好将胜过对证券组合 C 的偏好。

表 7.6 若干可供选择的证券组合

证券组合	预期收益率(%)	风险(%)
A	6	2
B	8	12
C	4	4
D	8	4
E	7	8
F	6	11
G	10	11

在证券投资学中,把上述分析概括成一个定理:一个投资者将从在各种风险水平能够带来最大收益率的,以及在各种预期收益率水平上风险最小的证券组合边界中选出最佳证券组合。这条定理称为有效边界定理。满足这个定理的证券组合边界叫做有效边界。图 7.13 画出了表 7.6 列示的 7 种证券组合的预期收益和风险的搭配情况,曲线 ADG 代表有效边界,它由满足有效边界定理

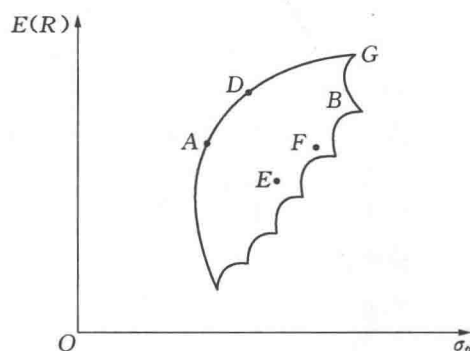


图 7.13 有效边界

的证券组合连接而成。

(二) 有效边界的确定

1. 图解法

图解法可以清楚、直观地表现有效边界,这不能不说是一大优点。但是,用图解法求解有效边界又相当麻烦,所以这种方法仅适用于证券种类不超过三种的投资组合。下面以三种证券投资组合为例,说明有效边界的确定。

【例 7-3】 假设三种证券 A、B、C,它们的投资收益分别为 R_A 、 R_B 、 R_C , 风险分别为 σ_A 、 σ_B 、 σ_C , 在证券组合中所占的比例分别为 X_A 、 X_B 、 X_C , 协方差分别为 σ_{AB} 、 σ_{BC} 、 σ_{AC} 。由于 $X_A + X_B + X_C = 1$, 则 $X_C = 1 - X_A - X_B$, 则该证券组合的预期收益为:

$$E(R_p) = X_A E(R_A) + X_B E(R_B) + (1 - X_A - X_B) E(R_C)$$

可以求得 X_B 关于 X_A 的函数:

$$X_B = \frac{E(R_C) - E(R_p)}{E(R_C) - E(R_B)} + \left[\frac{E(R_A) - E(R_C)}{E(R_C) - E(R_B)} \right] X_A \quad (7-16)$$

(7-16) 式表示在 $E(R_p)$ 已知的情形下, X_A 与 X_B 的组合关系,其斜率为 $\frac{E(R_A) - E(R_C)}{E(R_C) - E(R_B)}$, 与纵轴的交点为 $\frac{E(R_C) - E(R_p)}{E(R_C) - E(R_B)}$ 。由此可知,若 $E(R_p)$ 改变,斜率不会受影响。因此,可以根据不同的 $E(R_p)$ 的值,在 X_A 、 X_B 坐标上画出等收益直线。等收益直线的意义就是表示在该直线上的每一点均有相等的收益率,在相同收益条件下证券组合的不同比例。

上述三种股票的收益率、方差、协方差等数据如表 7.7 所示。

表 7.7 三种股票的收益率、方差、协方差数据

	A	B	C
收益率	5%	10%	15%
方差	0.50	0.46	0.53
协方差	$\sigma_{AB} = 0.15, \sigma_{BC} = 0.09, \sigma_{AC} = 0.17$		

根据表 7.7 中的数据,可以计算出斜率为:

$$\frac{E(R_A) - E(R_C)}{E(R_C) - E(R_B)} = \frac{5\% - 15\%}{15\% - 10\%} = -2.00$$

截距为:

$$\frac{E(R_C) - E(R_p)}{E(R_C) - E(R_B)} = \frac{15\% - E(R_p)}{15\% - 10\%}$$

这样,其截距的值取决于所希望的证券组合的预期收益率。假设我们想找到给我

们带来 10% 的预期收益率的那些证券组合比例的边界。在这个例子中,其截距为:

$$\frac{15\% - 10\%}{15\% - 10\%} = 1.00$$

则 10% 的预期收益率直线的公式为:

$$X_B = 1.00 - 2.00X_A$$

假设投资者对股票 A 的投资用去资金的 50%, 即 $X_A = 50\%$, 根据上述公式, 则必须对股票 B 不予投资, 而将余下的 50% 的资金投资于股票 C, 以组成一个预期收益率为 10% 的证券组合:

$$\begin{aligned} E(R_p) &= X_A E(R_A) + X_B E(R_B) + (1 - X_A - X_B) E(R_C) \\ &= 0.01 = 0.50 \times 0.05 + 0.00 \times 0.10 + 0.50 \times 0.15 \end{aligned}$$

当然, 不仅仅这样的比例可产生 10% 的预期收益率。例如, 将 $X_A = 1.00$, $X_B = -1.00$, $X_C = 1.00$ 组合也可以得到相同的效果。考虑三种股票各种投资比例的组合, 这些组合均使用证券组合的预期收益率为 10%。这些组合在图 7.14 中以标有 10% 的等预期收益率直线表示。

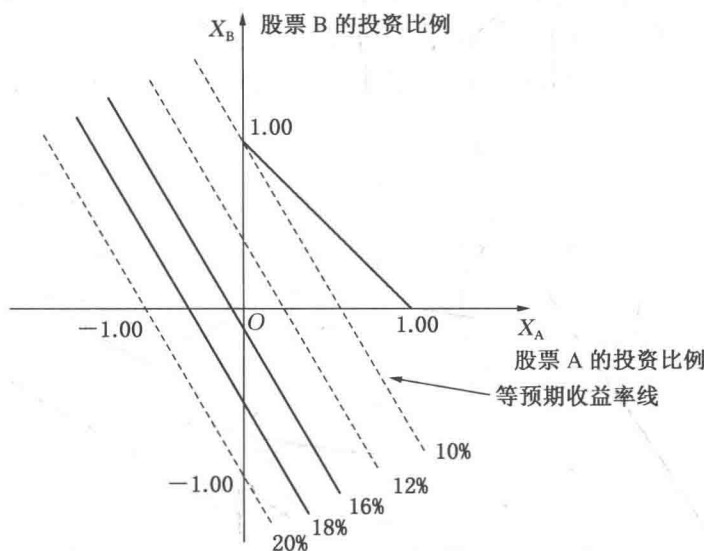


图 7.14 等收益直线

如果投资者想看到对应于有价证券组合预期收益率不同数值的那些投资比例的组合, 那么就必须研究不同的等预期收益直线。例如, 图 7.14 中标有 12% 的直线表示的比例组合对应的就是那些能够产生 12% 预期收益率的证券组合。

在上面这个例子中, 如果曲线向右上方移动, 则移向预期收益率越来越低的等预期收益率直线。这些等预期收益率都具有负的斜率。一般来说, 斜率和等预期收益率线的相对位置取决于所考虑的三种股票的相对预期收益率。为了说明这一点, 假设

投资者换掉股票 A 和股票 C 的预期收益率。在这种情况下,虽然直线仍具有负的斜率,但当曲线向右上方移动时,则表示投资者移往预期收益率越来越高的等预期收益率直线。

下面阐述在相同标准差条件下的不同投资比的证券组合。将 $X_C = 1 - X_A - X_B$ 代入求方差的公式可得:

$$\begin{aligned}\sigma_p^2 = & X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + (1 - X_A - X_B) \sigma_C^2 + 2X_A X_B \sigma_{AB} \\ & + 2X_A (1 - X_A - X_B) \sigma_{AC} + 2X_B (1 - X_A - X_B) \sigma_{BC}\end{aligned}$$

可得:

$$\begin{aligned}\sigma_p^2 = & X_A^2 (\sigma_A^2 - 2\sigma_{AC} + \sigma_C^2) + X_B^2 (\sigma_B^2 - 2\sigma_{BC} + \sigma_C^2) + 2X_A (\sigma_{AC} - \sigma_C^2) \\ & + 2X_B (\sigma_{BC} - \sigma_C^2) + 2X_A X_B (\sigma_{AB} - \sigma_{BC} - \sigma_{AC} + \sigma_C^2) + \sigma_C^2\end{aligned} \quad (7-17)$$

(7-17)式为一个二元二次方程式,其一般形式为:

$$AX^2 + BXY + CY^2 + DX + EY + F = 0$$

投资者可以了解其如椭圆的通式,并可以画出方差相同的椭圆曲线,如图 7.15 所示。在椭圆上的任一点表示有相同的方差。如同存在等收益直线族一样,也存在一族等方差椭圆,每一个椭圆代表收益率方差为某一水平的证券组合的边界。

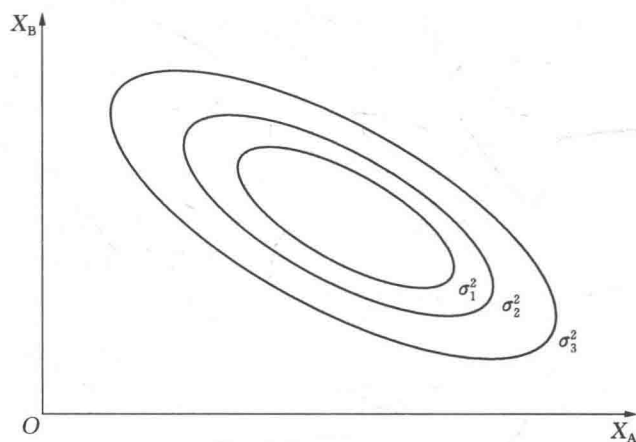


图 7.15 等方差椭圆曲线

【例 7-4】 接上例,假设投资者想找到对应于有价值证券组合方差为 30% 的证券组合投资比例椭圆。为了确定椭圆的两点,对 X_A 任取一值,比如这里取 $X_A = 0.00$,并且把这个值用表 7.7 中的方差和协方差代入方差公式:

$$\begin{aligned}\sigma_p^2 = & X_A^2 \sigma_A^2 + X_B^2 \sigma_B^2 + (1 - X_A - X_B) \sigma_C^2 + 2X_A X_B \sigma_{AB} \\ & + 2X_A (1 - X_A - X_B) \sigma_{AC} + 2X_B (1 - X_A - X_B) \sigma_{BC}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 0.30 &= 0.00^2 \times 0.25 + X_B^2 \times 0.21 + (1 - 0.00 - X_B) \times 0.28 \\ &\quad + 2 \times 0.00 \times X_B \times 0.15 + 2 \times 0.00 \times (1 - 0.00 - X_B) \\ &\quad \times 0.17 + 2 \times X_B \times (1 - 0.00 - X_B) \times 0.09 \end{aligned}$$

经简化后得:

$$0.30 = 0.28 - 0.38X_B + 0.31X_B^2$$

这是一个二次方程,所以 X_B 有两个根, X_B 的两个值为:

$$X_{B_1} = 1.28, X_{B_2} = -0.05$$

从而,方差为 30% 的两个证券组合为:

$$X_A = 0.00, X_B = 1.28, X_C = -0.28$$

或

$$X_A = 0.00, X_B = -0.05, X_C = 1.05$$

这两个证券组合在图 7.16 中以点 W 和点 X 标出。这只是方差为 30% 的等方差椭圆上许多证券组合中的两个证券组合。为了找出两个点,我们再对 X_A 任取一值,比如 $X_A = 1.00$,把 X_A 这个新值代入证券组合方差方程,并再次求解,得到 X_B 的两个根,它们在图 7.16 中以点 C 和点 B 表示。通过反复重复这个计算过程,可以得到所希望得到的椭圆上的许多点。但是,若对于 X_A 的任选值, X_B 无解,这就意味着若股票的特性已定,不论 X_A 取何值,要构造一个方差低至 30% 的证券组合是不可能的。因此, X_A 所取的值必须在方差 30% 的椭圆水平范围之外。

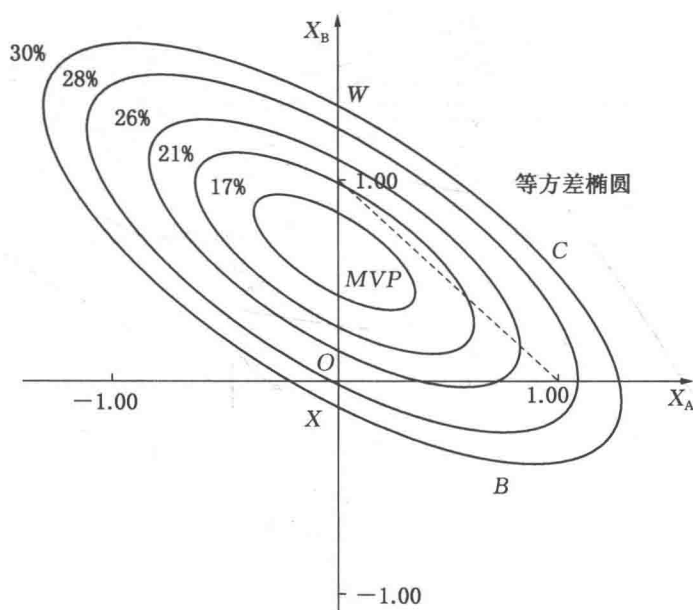


图 7.16 等方差椭圆

投资者若想画出与另一个 σ_p^2 值相对应的椭圆,只需另选一个所需要的方差值,将它代入证券组合方差方程,然后按上述步骤进行计算。如果所选的证券组合收益率方

差低于 30%，投资者将会发现新的椭圆在原来方差为 30% 所对应椭圆的内部。随着所选的证券组合的方差变小，椭圆也变得越来越小，最后收敛于 MVP 点。对于给定的含有三种股票的协方差矩阵，MVP 则表示了可能达到的最低的证券组合方差。如果投资者想再找到一个证券组合方差更小的椭圆，就会发现无论 X_A 取何值，方程都无解。这里需要指出，所有椭圆均同心于 MVP 点。

等预期收益率线与等方差椭圆重叠画于图 7.17 中。直线 NY 为临界线，它表示出最小方差边界中的证券组合的投资比例。通过描述等预期收益率线与等方差椭圆相切的点的轨迹就可以得到临界线。可以说，如果找到了最小方差边界，就找到了临界线的位置。

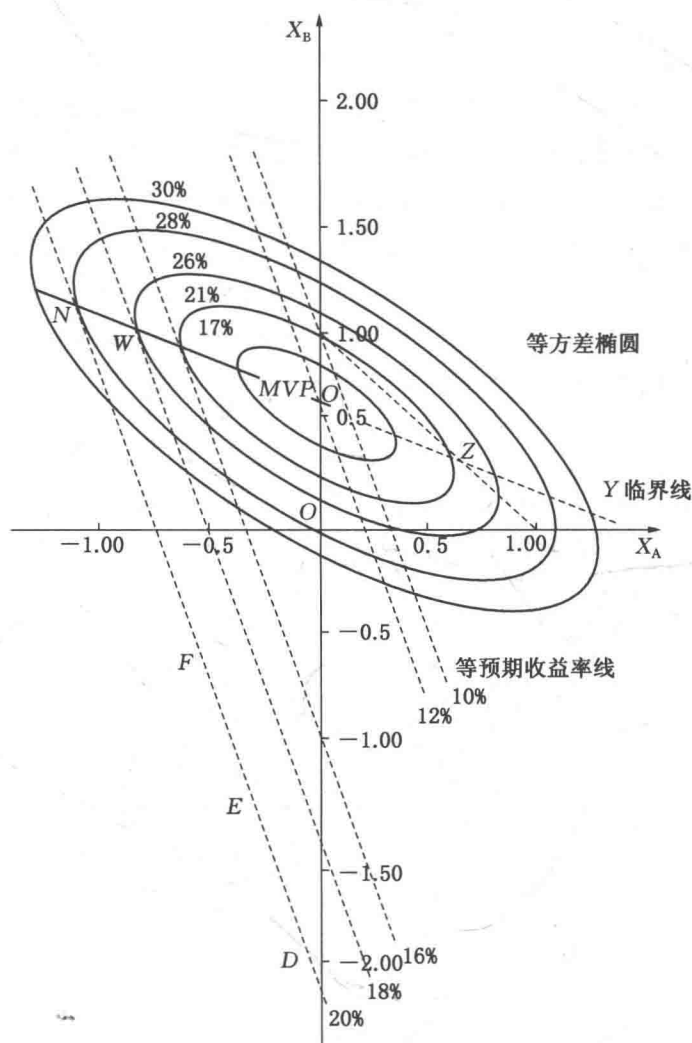


图 7.17 最小方差边界中证券组合的投资比例

在图 7.17 中，N 点的证券组合的方差为 28%，点 N 也是 28% 等方差椭圆与 20% 等预期收益率线相切的切点。这就是说，找到预期收益率 20% 的最小方差为 28%，

其证券组合的投资比例近似为: $X_A = -1.00$, $X_B = 1.00$, $X_C = 1.00$ 。其他证券组合最小方差边界的点都在图 7.17 中一一找出。

根据临界直线不同的 X_A 、 X_B 的组合, 可以计算出临界直线反映的 σ_p 和 $E(R_p)$ 的值, 在 $E(R_p)$ 、 σ_p 的坐标系上, 可以获得有效边界, 如图 7.18 所示。

2. 数学分析法

由于图解法在求解有效边界中有一定的困难, 因此, 在马柯维茨证券组合理论中引入

了一些数学分析方法, 这些方法对于从事从有效边界到最佳投资组合选择的推导, 起到了良好的效果。

(1) 极小微分法。

当证券组合中包含三种以上的证券时, 图解法就不能用了, 但是投资者可以利用极小微分法。

三种以上的证券组合方差为:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij}$$

根据有效边界定理, 投资者在收益率一定的条件下, 总是寻求风险最小的证券组合, 也就是要在给定的条件下, 求出极小的 σ_p 。根据证券组合预期收益率公式, 以及证券组合中各种不同投资比例可以得到以下方程组:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^n X_i R_i = R_p \quad (2) \quad (7-18)$$

$$\sum_{i=1}^n X_i = 1 \quad (3)$$

式中, (2)式和(3)式两式为(1)式的限制函数, 利用拉格朗日目标函数, 引入 λ_1 和 λ_2 , 可得如下方程:

$$Y = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} + \lambda_1 \left(\sum_{i=1}^n X_i R_i - R_p \right) + \lambda_2 \left(\sum_{i=1}^n X_i - 1 \right) \quad (7-19)$$

为了使风险最小, 则将(7-19)式对所有的 X_i 以及 λ_1 和 λ_2 作偏微分, 并使微分方程为 0, 所以得如下方程组:

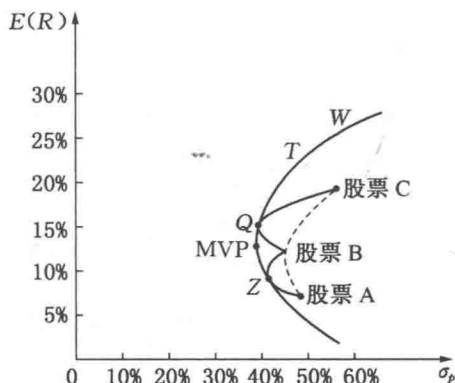


图 7.18 股票 A、B、C 的有效边界

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial Y}{\partial X_1} &= 2X_1\sigma_1^2 + 2X_2\sigma_{12} + \cdots + 2X_n\sigma_{1n} + \lambda_1 R_1 + \lambda_2 = 0 \\ \frac{\partial Y}{\partial X_2} &= 2X_1\sigma_{21} + 2X_2\sigma_2^2 + \cdots + 2X_n\sigma_{2n} + \lambda_1 R_2 + \lambda_2 = 0 \\ &\vdots \\ \frac{\partial Y}{\partial X_n} &= 2X_1\sigma_{n1} + 2X_2\sigma_{n2} + \cdots + 2X_n\sigma_n^2 + \lambda_1 R_n + \lambda_2 = 0 \\ \frac{\partial Y}{\partial \lambda_1} &= X_1 R_1 + X_2 R_2 + \cdots + X_n R_n - R_p = 0 \\ \frac{\partial Y}{\partial \lambda_2} &= X_1 + X_2 + \cdots + X_n - 1 = 0 \end{aligned} \right\} \quad (7-20)$$

(7-20)方程组由 $(n+2)$ 个一次方程式组成, 含有 $X_1, X_2, \cdots, X_n, \lambda_1, \lambda_2$ 共 $(n+2)$ 个未知数, 解此联立方程组, 结果可使 X_i 具有如下形式:

$$X_i = a_i + b_i + R_p \quad (7-21)$$

式中, $i = 1, 2, \cdots, n$; a_i, b_i 为常数。

给出不同的 R_p , 则可以得到不同的 X_i , 并求出 σ_p , 这样就可以得到有效边界曲线。

投资者也可将(7-20)方程组转换成矩阵等式的形式:

$$\begin{bmatrix} 2\sigma_1^2 & 2\sigma_{12} & \cdots & 2\sigma_{1n} & R_1 & 1 \\ 2\sigma_{21} & 2\sigma_2^2 & \cdots & 2\sigma_{2n} & R_2 & 1 \\ \vdots & & \cdots & & & \\ 2\sigma_{n1} & 2\sigma_{n2} & \cdots & 2\sigma_n^2 & R_n & 1 \\ R_1 & R_2 & \cdots & R_n & 0 & 0 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ R_p \\ 1 \end{bmatrix}$$

其中, 系数矩阵用 K 表示, 变数向量用 X 表示, C 为常数向量, 则上述矩阵形式可写为:

$$KX = C$$

利用 K 的逆矩阵形式, 可得:

$$X = K^{-1}C$$

结果也会是(7-21)式的情形。如果利用计算机, 可以迅速求出 X_i 的值, 然后求 R_p 和 σ_p , 可以得到有效边界。

【例 7-5】 下面举例说明在三种证券组合时, 用极小微分法的求解过程。假设有关资料如表 7.8 所示。

表 7.8 三种证券的预期收益率、方差和协方差

	A	B	C
收益率	5%	7%	30%
方差	0.1	0.4	0.7
协方差	$\sigma_{AB} = -0.1, \sigma_{BC} = 0.3, \sigma_{AC} = 0$		

三种证券组合时,取得方差最小的各组 X_i 之值可由下列矩阵方程求出。

$$\begin{bmatrix} 2\sigma_1^2 & 2\sigma_{12} & 2\sigma_{13} & R_1 & 1 \\ 2\sigma_{21} & 2\sigma_2^2 & 2\sigma_{23} & R_2 & 1 \\ 2\sigma_{31} & 2\sigma_{32} & 2\sigma_3^2 & R_3 & 1 \\ R_1 & R_2 & R_3 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ R_p \\ 1 \end{bmatrix}$$

将表 7.8 中数据代入上式得:

$$\begin{bmatrix} 0.2 & -0.2 & 0 & 0.05 & 1 \\ -0.2 & 0.8 & 0.6 & 0.07 & 1 \\ 0 & 0.6 & 1.4 & 0.3 & 1 \\ 0.05 & 0.07 & 0.3 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ R_p \\ 1 \end{bmatrix}$$

运用初等变换得到系数矩阵为:

$$C = \begin{bmatrix} 0.677 & -0.936 & 0.059 & 0.789 & -1.433 \\ -0.736 & 0.800 & -0.064 & -0.447 & -2.790 \\ 0.059 & -0.064 & 0.05 & -0.236 & 7.223 \\ -1.433 & -2.790 & 4.223 & 0.522 & -15.869 \\ 0.789 & 0.447 & -0.236 & -0.095 & 0.662 \end{bmatrix}$$

在矩阵方程两边同时左乘 C 矩阵得到:

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.789 - 1.433R_p \\ 0.447 - 2.790R_p \\ -0.236 + 4.223R_p \\ 0.522 - 15.869R_p \\ -0.095 + 0.552R_p \end{bmatrix}$$

取 R_p 等于一系列符合统计意义的数值时,根据:

$$\begin{cases} X_1 = 0.789 - 1.433R_p \\ X_2 = 0.447 - 2.790R_p \\ X_3 = -0.236 + 4.223R_p \end{cases}$$

就能求出对应的各组 X_i 值,也就求出了在收益率一定的条件下方差最小的证券组合,即有效证券组合。根据各组 X_1 、 X_2 和 X_3 的值求出对应的各组 σ_p^2 及 $E(R)$ 的值,就可以在 $E(R)$ 、 σ_p^2 坐标系中绘出有效边界了。

下面利用上海证券市场的实际资料对这一问题做实证分析。为了使实证分析更科学,对于公司股票在分散公司所属行业的前提下,应尽量选取有一定上市时间的股票。经筛选,所选择的 15 种股票所属的行业及上市日期如下:工业类 6 种,它们是:真空电子(1990 年 12 月上市)、联合实业(1992 年 3 月上市)、异型钢管(1992 年 3 月上市)、嘉宝实业(1992 年 11 月上市)、飞乐股份(1990 年 12 月上市)、凤凰化工(1990 年 12 月上市);商业类 2 种,它们是:飞乐音响(1990 年 12 月上市)、豫园商城(1992 年 8 月上市);房地产类 2 种,它们是:兴业房产(1992 年 1 月上市)、浦东金桥(1993 年 3 月上市);公用事业类 2 种,它们是:大众出租(1992 年 8 月上市)、国脉实业(1993 年 4 月上市);综合类 3 种,它们是:延中实业(1990 年 12 月上市)、爱使电子(1990 年 12 月上市)、申华实业(1990 年 12 月上市)。

在分析证券时,考虑到 1992 年 5 月 21 日以前,上海证券交易所对每日建议的涨跌幅有所限制,故分析的时间取为 1992 年 6 月至 1994 年 6 月。

这里,对收益率的计算采用周收益率为衡量标志,其计算方法为:

$$\text{第 } N \text{ 周的收益率}(R_n) = \frac{\text{第 } N \text{ 周的收盘价} - \text{第}(N-1) \text{ 周的收盘价} + \text{本周红利}}{\text{第 } N-1 \text{ 周的收盘价}}$$

若在本周内发生送配股现象,则在计算本周收益率时,先将第 $N-1$ 周的收盘价折算成相当于送配股后的价格,再代入上述公式,折算方法为:

$$\text{折算价} = \frac{\text{第}(N-1) \text{ 周的收盘价} + \text{配股比例} \times \text{配股价}}{1 + \text{送股比例} + \text{配股比例}}$$

现给出计算结果。兹以组合预期收益率 (R_p) 分别为 0%、0.2%、0.5%、0.8%、1.0%、1.2%、1.5%、2.0% 和 2.5% 为例,计算得各自的最小风险及各证券的投资比例,如表 7.9 所示。

表 7.9 允许卖空时的有效组合

预期收益 (R_p)	2.50	2.00	1.50	1.20	1.00	0.80	0.50	0.20	0.00
最小风险 (σ_p)	54.3	46.6	41.6	39.5	38.5	37.5	37.1	37.1	37.4
延中	41.9	37.5	33.0	30.3	28.5	26.7	24.1	21.4	19.6
真空	-34.0	-30.4	-27.0	-24.9	-23.4	-22.0	-19.9	-17.8	-16.4

续 表

预期收益 (R_p)	2.50	2.00	1.50	1.20	1.00	0.80	0.50	0.20	0.00
兴业	-43.5	-36.4	-29.3	-25.0	-22.1	-19.3	-15.0	-10.8	-7.90
联合	-115	-93.4	-72.0	-59.2	-50.6	-42.0	-29.2	-16.3	-7.8
异钢	85.8	72.1	58.5	50.3	44.9	39.5	31.3	23.2	17.7
大众	5.2	0.00	-4.0	-8.0	-9.7	-11.7	-14.6	-17.4	-19.5
嘉宝	-7.0	-1.0	5.1	8.0	11.0	13.4	16.9	20.6	22.9
金桥	90.5	78.0	65.3	57.7	52.6	47.6	40.0	32.5	27.4
音响	-126	-109	-91.2	-80.9	-74.0	-67.1	-56.7	-46.4	-39.5
爱使	50.1	42.4	34.6	30.0	26.8	23.7	19.0	14.4	11.3
中华	71.2	60.6	50.0	43.6	39.4	35.2	28.9	22.5	18.3
飞乐	21.9	26.6	31.3	34.1	35.9	37.8	40.6	43.4	45.3
豫园	82.9	66.9	50.8	41.2	35.9	28.4	18.7	9.1	2.7
凤凰	3.9	1.3	-1.0	-2.0	-3.5	-4.7	-6.3	-7.8	-8.8
国脉	-28.5	-15.9	-6.3	-4.0	3.7	14.5	22.1	29.7	34.8
投资比例合计	100	100	100	100	100	100	100	100	100

注:表中预期收益为周收益率,风险为方差值,权数为百分比,以后各表同此。

表 7.9 数据中,负数表示卖空操作。以预期收益为 2.5 为例,此时延中股票的权数为 41.9,真空股票的权数为 -34.0,这意味着若投资者有 100 元的资金可用于投资,则对延中股票,在期初应买入 41.90 元,到期末再抛出;对真空股票,假定其期初价格为 3.40 元/股,则在期初应从经纪人手中借入 10 股,并将之卖出,所获得的 34.00 元可用于投资其他证券,到期末再购买 10 股真空股票归还经纪人。投资者根据计算所得的比例,对各股票分别采用卖空手段或正常的先买后卖的方法,可望获得周收益率为 2.5% 的报酬。

由表 7.9 可以看出,计算结果呈现出较强的规律性:当期望收益降低时,正常买入的股票权重下降,同时卖空股票的比重也下降,如果要得到较高的收益,则对一些收益率较低的股票要大量采用卖空手段,对收益高的股票则要大量买入。另外,预期收益率下降时,最大风险也相应地下降,但下降的速度逐渐变慢,当预期收益下降到一定程度(如 0.00)时,风险不仅不能减小,反而增大了。这是因为通过求解方程得到的解是局部极小值。有效边界的形状在方差—收益平面上,是一开口朝右的抛物线的上半支。当收益下降到一定程度时,通过方程求解得到的解已是这条抛物线的下半支部分,因此这些点已不属于有效边界范围。在这种情况下,正确的方法应是在此最小风险条件下,

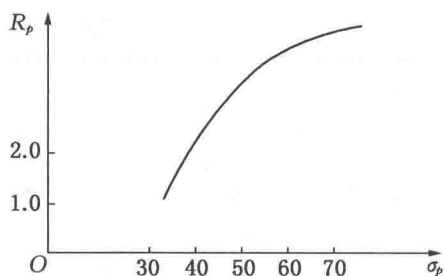


图 7.19 允许卖空时 15 种股票的有效边界

求最大收益率,从表 7.9 中可估计出这个周收益率大致在 0.6% 左右。

15 种股票的有效边界可用图 7.19 表示。

(2) 极大微分法。

同极小微分法一样,极大微分法是计算投资组合中收益率为最大的情形,进而求出有效边界曲线。

$$R_p = \sum_{i=1}^n X_i R_i \quad (1)$$

$$-\sigma_p^2 = -\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} \quad (2) \quad (7-22)$$

$$\sum_{i=1}^n X_i = 1 \quad (3)$$

(7-22)式中的(3)式是限制函数,要求出 $-\sigma_p^2$ 的极大值。同时假设 Φ 为投资者的风险规避系数, Φ 值从 0 到无穷大。若 $\Phi = 0$,表示投资者是风险喜好者,愿意承担相当大的风险;若 $\Phi \rightarrow \infty$,则表示投资者较为保守,不愿意承担太大的风险。在极大微分法中,须在 R_p 前乘 Φ 。所以,利用拉格朗日目标函数法,由(7-22)方程组得到如下函数形式:

$$Y = \Phi R_p - \sigma_p^2 + \lambda \left(1 - \sum_{i=1}^n X_i\right) \quad (7-23)$$

$$= \Phi \sum_{i=1}^n X_i R_i - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} + \lambda \left(1 - \sum_{i=1}^n X_i\right)$$

要求 Y 值的极大化,将 Y 对所有的 X_i 以及 λ 求偏微分,并使其为 0,可以得到下列 $(n+1)$ 个一次线性方程组:

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial Y}{\partial X_1} &= \Phi R_1 - 2X_1\sigma_1^2 - 2X_2\sigma_{12} - \cdots - 2X_n\sigma_{1n} - \lambda = 0 \\ \frac{\partial Y}{\partial X_2} &= \Phi R_2 - 2X_1\sigma_{21} - 2X_2\sigma_2^2 - \cdots - 2X_n\sigma_{2n} - \lambda = 0 \\ &\vdots \\ \frac{\partial Y}{\partial X_n} &= \Phi R_n - 2X_1\sigma_{n1} - 2X_2\sigma_{n2} - \cdots - 2X_n\sigma_n^2 - \lambda = 0 \\ \frac{\partial Y}{\partial \lambda} &= 1 - X_1 - X_2 - \cdots - X_n = 0 \end{aligned} \right\} \quad (7-24)$$

Φ 为常数,则(7-24)方程组中一共有 $(n+1)$ 个方程式和 $(n+1)$ 个未知数,如此可

以解出:

$$X_i = a_i + b_i \Phi$$

式中 a_i 和 b_i 为常数, 将不同类型投资者的不同数值的 Φ 代入, 即求得 X_i , 进而求得 R_p 和 σ_p , 在坐标系上可以得到不同的证券组合, 并画出有效边界曲线。

与极小微分法相类似, 也可将(7-24)方程组转换成矩阵形式, 利用逆矩阵来求得有效边界曲线上的证券组合。

$$\begin{bmatrix} 2\sigma_{11}^2 & 2\sigma_{12} & \cdots & 2\sigma_{1n} & 1 \\ 2\sigma_{21} & 2\sigma_{22}^2 & \cdots & 2\sigma_{2n} & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ 2\sigma_{n1} & 2\sigma_{n2} & \cdots & 2\sigma_{nn}^2 & 1 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi R_1 \\ \Phi R_2 \\ \vdots \\ \Phi R_n \\ 1 \end{bmatrix} \quad (7-25)$$

(3) 二次规划法。

用微分法来求出有效边界曲线, 较图解法要方便得多。但是, 如果对投资比 X_i 的范围有所限制时, 例如 X_i 不可以为负值, 即 $X_i \geq 0$ 时, 微分法就不能使用了, 而需要通过二次规划法来处理。

在我国, 目前卖空是不允许的, 即 X_i 不能为负值, 而且现实中任意贷款也是不可能的。另外, 由于法规的限制及一些人为的因素, 投资者往往也要对投资某种证券的比例做出限制, 因此, 研究这种情况具有很现实的意义。

然而, 这种情况在数学处理上比前两种情况要复杂得多, 其原因是约束条件引入了不等式。其数学模型为:

$$\begin{aligned} \min \sigma_p^2 &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} \\ \text{st. } R_p &\geq \sum_{i=1}^n X_i R_i \\ \sum_{i=1}^n X_i &= 1 \quad (X_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, n) \end{aligned}$$

这是一个含有不等式的二次规划问题。用二次规划法确定最优证券组合是马柯维茨提出来的。解决二次规划问题, 数学上有不少方法, 这里介绍常用的有效集法。其基本思想是选取一个初始的可行解, 找出该点的有效集, 然后按照使其目标函数值下降的原则, 对有效集不断调整, 最终使目标函数达到最小。

为了便于拓展, 假定有如下标准的二次规划问题:

$$\min f(x) = \frac{1}{2} X^T G X + r^T X$$

$$\text{st. } C_i(x) = a_i^T X - b_i = 0 \quad i \in E = \{1, 2, \dots, l\}$$

$$C_i(x) = a_i^T X - b_i \leq 0 \quad i \in I = \{1+1, 1+2, \dots, 1+m\}$$

其中, G 为 $N \times N$ 阶正定矩阵, X 为 N 维向量。

定义: 设 X_0 是上述问题的可行点, 若某个 j 使得 $C_j(x) = 0$, 则称约束 $C_j(x) = 0$ 或 $C_j(x) \leq 0$ 为 X_0 处的有效约束, 称所有 X_0 处有效约束的指标组成的集合:

$$A(x) = \{j/C_j(x) = 0\}$$

为 X_0 处的有效集。从而上述问题可用如下算法求得最优解:

第一步: 取初始可行解 $X(1)$, 确定相应的有效集 $A(1)$, 使 $a_i^T [i \in A(1)]$ 线性无关, 置 $K = 1$ 。

第二步: 求解仅含等式约束的严格凸二次规则:

$$\begin{aligned} \min \quad & \frac{1}{2} d^T G d + [GX(k) + r]^T d \\ \text{st.} \quad & a_i^T d = 0 \quad i \in A(k) \end{aligned}$$

其中, d 为 N 维向量。即求解线性方程:

$$\begin{bmatrix} G & A \\ A^T & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ \lambda \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -GX(k) - r \\ 0 \end{bmatrix}$$

记方程组的解为 $d(k)$ 。

第三步: 若 $d(k) = 0$, 则计算相应的拉格朗日乘数 $\lambda_i [i \in A(k)]$, 否则转至第五步。

第四步: 若对任意 $i \in A(k) \cap I$, 都有 $\lambda_i \geq 0$, 则 $X(k)$ 为原问题的解, 停止计算。否则求出:

$$\lambda_q = \min \{\lambda_i / i \in A(k) \cap I\}$$

置 $X(k+1) = X(k)$, 置 $A(k+1)$ 为 $X(k+1)$ 处的有效集, 然后转至第二步。

第五步: 若 $X(k) = X(k) + d(k)$ 满足 $a_i^T X(k) - b_i \leq 0 [i \in I \cap A(k)]$, 则置 $X(k+1) = X(k)$, 置 $A(k+1)$ 为 $X(k+1)$ 处的有效集, 然后转第二步。

第六步: 计算

$$\begin{aligned} a(k) &= \min \left\{ \frac{-a_i^T X(k) - b_i}{a_i^T d(k)} / i \in I \setminus A(k), a_i d(k) \geq 0 \right\} \\ &= \frac{-a_p^T X(k) - b_p}{a_p^T d(k)} \end{aligned}$$

并置 $X(k+1) = X(k) + a(k)d(k)$, $A(k+1) = A(k) + \{P\}$, 然后转至第四步。

根据上述算法, 对上述实证分析中所举上海证券市场 15 种股票组合的实证分析数据计算如表 7.10 所示。

表 7.10 不允许卖空时的有效组合

预期收益 (R_p)	1.80	1.50	1.20	1.00	0.80	0.50	0.20	0.00
最小风险 (σ_p)	128.5	89.6	70.1	64.5	59.9	54.4	50.6	48.9
延中		5.9	17.3	16.4	16.3	15.1	13.8	13.0
真空								
兴业								
联合								
异钢								
大众								
嘉宝			7.2	14.7	16.9	19.7	22.5	24.4
金桥		23.6	37.3	34.2	31.5	27.3	23.2	20.4
音响	92.9	36.8						
爱使		3.6	8.2	6.3	4.9	3.2	1.4	0.2
中华	7.1	30.1	30.0	25.4	21.7	15.6	9.4	5.3
飞乐						2.9	5.8	7.8
豫园								
凤凰								
国脉				3.2	8.7	16.2	23.9	28.9
投资比例合计	100	100	100	100	100	100	100	100

表 7.10 中数据说明:不允许卖空时,如要得到高收益,则投资者必须将资金投到少数几种高收益的股票上去,如音响、爱使、金桥等。当对收益的要求降低时,投资到音响上的股票资金将迅速减少,这是由于音响股票与其他入选股票相关程度很高,风险较大。当预期收益下降到一定程度时,国脉股票也可进入组合,因为它与其他股票的相关性很小,引入组合可以减小风险。表 7.10 中 15 种股票的有效边界的形状见图 7.20。

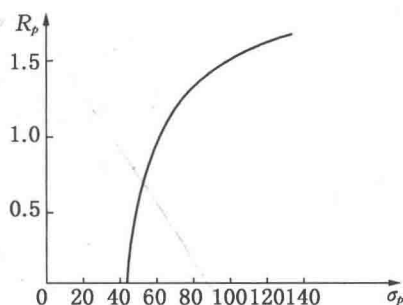


图 7.20 不允许卖空时的有效边界

由上述分析可知,用微分法求解有效组合时,只需解一个线性方程即可,因此能简洁地处理组合中含有多种证券的情况,这使得它成为证券投资分析者最常使用的方法。但其缺点是无法处理对投资比例有所限制的情形。而二次规划法则具有广泛的适用性,可以解决在各种限制条件下的有效组合问题。使用这种方法一般要多次迭代,因此只能在计算机上实现。这种方法对一般的投资基金或投资机构而言,具有很大的应用价值。

(4) 线性规划法。

我们知道,如将风险看作实际收益率与预期收益的偏差,则方差或标准差并不是天然的风险度量器具,真正的风险应该是所有的偏差之和。之所以不采用方差作为风险的度量,主要是由于绝对值函数不是一个连续可导函数,为了便于数学上的处理而采用平方法将离差非负化。然而,就证券组合这一特定问题而言,使用绝对偏差作为风险度量在应用上是可能的。为此,日本学者 Hiroshi Konno 在 1990 年的《日本运筹学学会学刊》上提出了一种令人耳目一新的方法。他将求解有效组合问题化为一个线性规划问题,使求解证券组合大为简化。其基本过程如下:

首先,利用绝对离差作为风险的衡量。则求有效组合的模型为:

$$\begin{aligned} \min Z(x) &= E\left(\left|\sum_{j=1}^n X_j R_j - E\left(\sum_{j=1}^n X_j R_j\right)\right|\right) \\ \text{st. } \sum E(R_j) X_j &\geq R \\ \sum X_j &= 1 \\ 0 \leq X_j &\leq K_j \end{aligned}$$

K_j 表示对证券 j 的比例限制。

若 R_{jt} 为证券 j 在时期 t ($t = 1, 2, \dots, T$) 的收益观察值,以 R_j 的平均值作为期望收益的估计,即:

$$\bar{R}_j = E(R_j) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{jt}$$

则

$$Z(x) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^n \left| \sum_{t=1}^T (R_{jt} - \bar{R}_j) X_j \right|$$

为了消除目标函数中的绝对值,我们采用一种变形处理。因为最小值问题:

$$\min Z(x) = \sum_{j=1}^n |Y_j(x)|$$

与下列线性规划问题等价:

$$\begin{aligned} \min F &= \sum_{j=1}^n F_j \\ \text{st. } F_j + Y_j(x) &\geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, n \\ F_j - Y_j(x) &\geq 0 \quad j = 1, 2, \dots, n \end{aligned}$$

即 F 取得最小值时, $Z(x)$ 也同时取得最小值。于是原始问题可化为:

$$\begin{aligned} \min \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_t \\ \text{st. } F_t + \sum_{j=1}^n a_{jt} X_j &\geq 0 \\ F_t - \sum_{j=1}^n a_{jt} X_j &\geq 0 \end{aligned}$$

$$\sum_{j=1}^n \bar{R}_j X_j \geq R$$

$$\sum_{j=1}^n X_j = 1$$

$$0 \leq X_j \leq K_j$$

上述问题的目标函数及约束条件都是线性的,这样将解决证券组合问题转化为解一个线性规划问题。由于线性规划问题在数学上已有较完备的理论,解决的通用软件多,因此模型应用十分方便。且加入参数或改变参数值后,修改模型也可很快实现,因为线性规划中灵敏度分析理论已成功地解决了这些问题。运用灵敏度分析,改变某一证券的预期收益率,可快速测算证券组合的变化,也可通过改变预期收益率,求出在绝对离差作为风险时的证券组合的有效边界。

这个模型在日本的一些投资公司已得到应用,根据日本野村证券公司测算,以此模型为基础,运用线性规划软件求解 225 种股票的组合投资,平均费时仅 3.3 分钟,比原来各种模型均快 90% 以上,且预测效果不亚于原有模型。

然而,这个模型的缺点是不便于进一步的分析处理,如分析证券之间的相关程度,以及进行显著性检验,确定置信区间等,因此它能否推广,有待今后的实践检验。

(三) 有效边界的凹性

前面已经指出,风险回避型投资者的无差异曲线是凸性的。这里,我们将说明,有效边界一般是凹性的,即如果在有效边界上的两点画一条直线,这条直线将位于有效边界的下方,有效边界的这一特点说明投资者无差异曲线和有效边界曲线只有一个切点。

为了证明有效边界具有凹性,现考虑下列包括两个证券组合的例子。

证券 1,估计预期收益率 $R_1 = 5\%$, 标准差 $\sigma_1 = 20\%$; 证券 2,估计预期收益率 $R_2 = 15\%$, 标准差 $\sigma_2 = 40\%$ 。我们考虑投资者购买这两种证券的所有可能组合。 X_1 和 X_2 分别代表各自的投资比例, $X_1 + X_2 = 1$ 。表 7.11 列出了 7 种不同的投资方案。

表 7.11 7 种不同的投资方案

方案 投资比例	A	B	C	D	E	F	G
X_1	1.00	0.83	0.67	0.50	0.33	0.17	0.00
X_2	0.00	0.17	0.33	0.50	0.67	0.83	1.00

为了考察这 7 种可能投资的证券组合,必须计算它们的预期收益率和标准差。计算这些证券组合预期收益率的所有必要条件都已给出,利用下式可得:

$$\begin{aligned} E(R_p) &= \sum_{i=1}^2 X_i R_i = X_1 R_1 + X_2 R_2 \\ &= X_1 \times 5\% + X_2 \times 15\% \end{aligned}$$

代入 X_1 和 X_2 , 证券组合 A 和 G 的收益率分别为 $R_A = 5\%$ 和 $R_G = 15\%$ 。证券组合 B、C、D、E、F 的预期收益率则可分别计算如下:

$$R_B = 0.83 \times 5\% + 0.17 \times 15\% = 6.70\%$$

$$R_C = 0.67 \times 5\% + 0.33 \times 15\% = 8.30\%$$

$$R_D = 0.50 \times 5\% + 0.50 \times 15\% = 10\%$$

$$R_E = 0.33 \times 5\% + 0.67 \times 15\% = 11.70\%$$

$$R_F = 0.17 \times 5\% + 0.83 \times 15\% = 13.30\%$$

这些证券组合的标准差可以利用下式求得:

$$\begin{aligned} \sigma_p &= \sqrt{\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 X_i X_j \sigma_{ij}} \\ &= \sqrt{X_1^2 \times 20\%^2 + X_2^2 \times 40\%^2 + 2X_1 X_2 \sigma_{12}} \end{aligned}$$

证券组合 A 和 G 计算简单, 因为只包括一家公司股票, 所以它们的标准差分别为 $\sigma_A = 20\%$ 和 $\sigma_G = 40\%$ 。

证券组合 B、C、D、E、F 的标准差取决于两个证券的协方差的大小, 如前所述, 两种证券的协方差等于它们的相关系数和各自标准差的乘积:

$$\begin{aligned} \sigma_{12} &= r_{12} \sigma_1 \sigma_2 \\ &= r_{12} \times 20\% \times 40\% \\ &= 8\% r_{12} \end{aligned}$$

因此, 这两种证券构成的任何证券组合的标准差都可以表示为:

$$\sigma_p = \sqrt{4\% X_1^2 + 16\% X_2^2 + 16\% X_1 X_2 r_{12}}$$

比如, 代入证券组合 D 的 X_1 和 X_2 值, 它的标准差就成为:

$$\begin{aligned} \sigma_D &= \sqrt{4\% \times 0.25 + 16\% \times 0.25 + 16\% \times 0.5 \times r_{12}} \\ &= \sqrt{5\% + 4\% r_{12}} \end{aligned}$$

当相关系数 r_{12} 取最小值 -1 时, σ_D 也最小。因此 σ_D 的下限为:

$$\sigma_D = \sqrt{5\% + 4\% \times (-1)} = 10\%$$

同样, 当相关系数 r_{12} 取最大值 1 时, σ_D 也最大。因此 σ_D 的上限为:

$$\sigma_D = \sqrt{5\% + 4\% \times 1} = 30\%$$

一般来说, 对于任何给定的 X_1 和 X_2 两种证券的相关系数分别取最小值 -1 和最大值 1 , 就可以求出证券组合标准差的下限和上限。表 7.12 列出了 7 种证券组合标准

差的下限和上限。

表 7.12 证券组合标准差的下限和上限

证券组合	标准差下限(%)	标准差上限(%)	收益率(%)
A	20	20	5
B	10	23.33	6.7
C	0	26.67	8.3
D	10	30	10
E	20	33.33	11.7
F	30	36.67	13.3
G	40	40	15

将表 7.12 中的这些数据描绘在图 7.21 上,就得到了证券组合风险分析的图形。

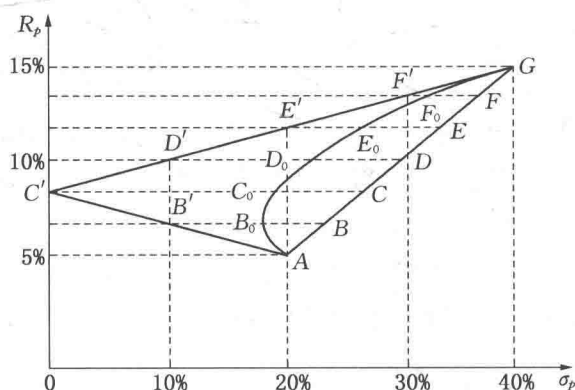


图 7.21 证券组合风险分析

图 7.21 中 A、G 两点所连成的线段上的点分别表示收益率与标准差上限组成的点。所有的上限全部落在 A 点和 G 点连成的直线上。这就意味着,由这两种证券构成的任何证券组合的标准差都不会位于连接这两种证券的直线的右边。相反,它们只能位于这条直线上,或者位于它的左侧。这种现象说明了证券投资分散的意义。一般而言,分散投资能够降低风险程度,这是由于证券组合的标准差只能等于或小于证券组合中各个证券标准差的加权平均值。

相应地,图 7.21 中的 B'、C'、D'、E'和 F'则表示收益率与标准差下限组成的点。也就是说,这些证券组合的下限位于两条线段中的一条,即从 A 到垂直轴上的 8.3%点处间的线段,或从垂直轴上 8.3%点处到 G 点间的线段。包含有这两种证券的任何证券组合的标准差都不会出现在这两条线的左边。例如,证券组合 B 位于通过垂直轴上 6.7%点处的水平线上,其下限和上限值分别为 10%和 23.33%。

由此可见,包含有这两种证券的任何证券组合的点都位于 AC'G 三角形内,至于证

券组合点的确切位置则依赖于两种证券相关程度的大小。

如果相关系数 $r_{12} = 0$, 则证券组合的标准差变成如下的形式:

$$\sigma_p = \sqrt{4\% X_1^2 + 16\% X_2^2}$$

将不同方案的 X_1 和 X_2 代入, 可得证券组合 A、B、C、D、E、F 和 G 的标准差如下:

$$\sigma_A = \sqrt{4\% \times 1^2 + 16\% \times 0^2} = 20\%$$

$$\sigma_B = \sqrt{4\% \times 0.83^2 + 16\% \times 0.17^2} = 17.94\%$$

$$\sigma_C = \sqrt{4\% \times 0.67^2 + 16\% \times 0.33^2} = 18.81\%$$

$$\sigma_D = \sqrt{4\% \times 0.50^2 + 16\% \times 0.50^2} = 22.36\%$$

$$\sigma_E = \sqrt{4\% \times 0.33^2 + 16\% \times 0.67^2} = 27.60\%$$

$$\sigma_F = \sqrt{4\% \times 0.17^2 + 16\% \times 0.83^2} = 33.37\%$$

$$\sigma_G = \sqrt{4\% \times 0^2 + 16\% \times 1^2} = 40\%$$

将这一组标准差与它们对应的收益率组合, 可在图 7.21 上得到 B_0 、 C_0 、 D_0 、 E_0 和 F_0 , 将这些点用光滑的曲线连接起来, 就可以得到一条凹性有效边界曲线。由此可见, 有效边界曲线是位于三角形 $AC'G$ 内的凹性曲线, 其凹性程度依赖于两证券间相关系数的大小, 相关系数越趋向于 +1, 曲线会变得直一些, 越接近于 AG 线段; 相关系数的值越小, 曲线越弯, 也越接近于三角形的另外两条线段。

从两种证券组合分析得到的结论, 同样适用多种证券组合的情况。只要相关系数大于 -1 和小于 +1, 证券组合构成的形状就为凹性。因此, 可以得出一般的结论, 有效边界具有凹性。

(四) 最优证券组合的选择

我们已由有效边界的含义知道, 有效边界上的所有点对应的证券组合在收益一定的条件下风险最小, 或者在风险一定的条件下收益最大, 而有效边界以上的区域都是不可能的组合。因此, 投资者所要选择的最优证券组合只能从无差异曲线及有效边界相切的点中求得。

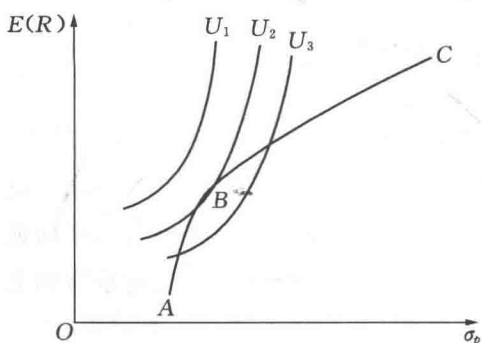


图 7.22 有效边界及无差异曲线切点图

现设 U_1 、 U_2 和 U_3 为 3 条无差异曲线, ABC 为有效边界, 如图 7.22 所示。

在图 7.22 中, 尽管 U_1 的效用期望值最大, 投资者可能偏好在这条无差异曲线 U_1 上的点, 但是它处于有效边界的上方, 也就是说, 它处于不可能证券组合的区域。因此, 这只是投资者的一种愿望, 而不是现实。对于无差异曲线 U_3 来说, 由于 $U_3 < U_2$, 投资者总是偏好 U_2 上的点。 U_2 刚好与有效边

界相切于 B 点,它比任意一条与有效边界相交的无差异曲线 U_3 对应的效用期望值都大。因此,投资者选择 B 点上的证券组合为最优证券组合。

根据不同投资者对于投资效用的不同理解,对于高度风险偏好型和轻度风险偏好型的投资者来说,他们的最优证券组合如图 7.23 和图 7.24 中的 B_1 和 B_2 所示。如果假定最优证券组合的收益率和方差(即 B 点、 B_1 点或 B_2 点的坐标)分别为 E_0 及 σ_0^2 ,则将 E_0 代入极小微分法求出的 X_i 解的一般式,就可求出最优证券组合中各证券组合投资比例 $X_1, X_2, \dots, X_n$,这就确定了最优证券组合。

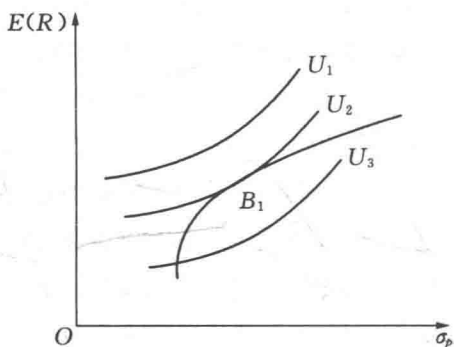


图 7.23 最优证券组合选择(1)

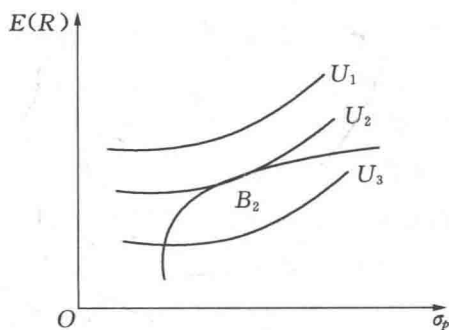


图 7.24 最优证券组合选择(2)

第二节 证券组合分析的简化模型

由马柯维茨创立的证券组合的基本理论,奠定了证券组合理论分析的基础。马柯维茨的组合理论告诉我们,根据证券组合中的每一种证券的预期收益率、标准差和所含所有证券间的协方差阵,可以找出其有效边界或有效集合。但马柯维茨模型的问题太复杂了,它采用的公式在计算证券组合方差时是很精确的,但当处理含有大量的证券组合时,是难以做到的。因此,自马柯维茨发表论文以后的 40 年时间里,他的后继者们致力于简化证券组合分析的研究,从而引发出了单指数模型和多指数模型,其特点是所需的资料较少,求解较为简便。

一、单指数模型

(一) 单指数模型的结构和特征

1. 单指数模型的结构

单指数模型由威廉·夏普(Sharpe)首先提出,其基本思想是认为证券收益率只与一个因素有关。假定每种证券或多或少地受股票市场股价指数的影响。当投资者观察证券市场,可以发现,当股价指数上涨时,大部分股票的价格也上涨;当股价指数下跌

时,大部分股票的价格也下跌。这说明,各种证券对市场变化有共同的反应。因此,可以用一种证券的收益率和股票市场股价指数的收益率的相关关系得出以下模型:

$$R_i = A + \beta R_m + \epsilon_i \quad (7-26)$$

式中, R_i 代表第 i 种证券的收益率; R_m 代表股票市场股价指数收益率; A 代表证券收益率中独立于市场的部分; β 代表证券收益率对股价指数收益率的敏感程度,也即测度 R_m 既定变化情况下 R_i 预期变化的常数; ϵ_i 代表剩余收益率,它是一个随机变量,测度 R_i 与平均收益率之间的偏差。

单指数模型假设两种类型的因素造成证券收益率各个时期之间的差异:(1)宏观经济环境的变化,如通货膨胀率、存款利率的变化等。宏观经济变化会影响市场股价指数的变化,并通过市场驱动影响到每个证券收益率的变化。如图 7.25 所示,在一定时间内,股价指数收益率为 -5% ,则证券的收益率可为 2% ;如果股价指数的收益率为 15% ,则证券收益率为 10% 。可见,证券的不同预期收益率是市场不同时期不同影响所形成的。(2)微观因素的影响,具体表现为股份公司内部环境的变化,如新产品的开发、公司内部的人事变动等,它只对个别证券产生影响,而没有普遍作用。在一定时间内,在股价指数一定的条件下,微观因素的影响能使证券收益率高于或低于正常水平,在(7-26)式中,它引起 A 和 ϵ_i 的变动,也是产生残差(ϵ_i)的主要原因。这里,我们假设微观因素的变动对其他证券没有影响。

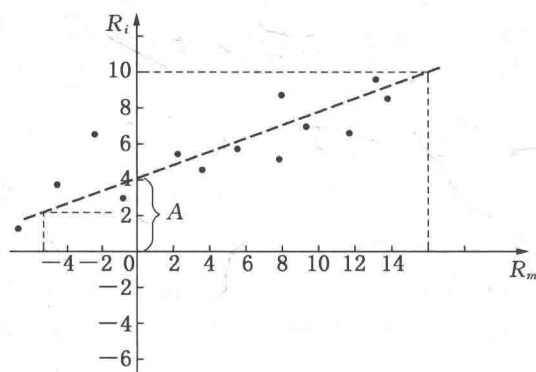


图 7.25 模型的特征线

需要指出,其他类型的影响因素在(7-26)式中不予考虑。它们可能是行业因素,某一事件常对某一行业的许多公司有影响,但还不至于广泛地足以影响经济系统或整个证券市场的股价指数。这类因素也常引起残差,而单指数模型假定残差均由微观因素引起。

单指数模型中有以下两个基本假设:

假设一: ϵ_i 的均值 $E(\epsilon_i) = 0$, 对于一切 ϵ_i 、 ϵ_j 不相关,即 $E(\epsilon_i \epsilon_j) = 0$ 。

这一假设使单指数模型同其他用以描述协方差结构的模型区别开来了。它意味

着各种证券有规则地一起变动的唯一理由是它们同市场一起变动,而可以解释各种证券一起变动的市场以外的影响(如产业影响)是不存在的。显然,对于单指数模型来说,这个假设是十分重要的,模型的性能如何,就取决于这个假设对实际的近似程度。

假设二:市场指数和独立的证券收益率不相关,即协方差:

$$\text{cov}(\epsilon_i, R_m) = E[(\epsilon_i - 0)(R_m - \bar{R}_m)] = 0 \quad (7-27)$$

同时,市场指数收益率的方差为:

$$E(R_m - \bar{R}_m)^2 = \sigma_m^2$$

以及剩余收益率的方差为:

$$E(\epsilon_i)^2 = \sigma_{\epsilon_i}^2$$

因此,单指数模型中某种证券的预期收益率、方差和协方差可以这样推导出来:

(1) 某种证券的预期收益率:

$$E(R_i) = E(A + \beta R_m + \epsilon_i)$$

由于随机变量的期望值等于期望值的和,故:

$$E(R_i) = E(A_i) + E(\beta R_m) + E(\epsilon_i)$$

又由于 A 和 β 都是常数,而且 ϵ_i 的期望值 $E(\epsilon_i) = 0$, 故:

$$E(R_i) = A_i + \beta \bar{R}_m \quad (7-28)$$

(2) 任何证券收益率的方差:

$$\sigma_i^2 = E(R_i - \bar{R}_i)^2$$

将(7-28)式代入上式,可得:

$$\begin{aligned} \sigma_i^2 &= E[(A + \beta R_m + \epsilon_i) - (A + \beta \bar{R}_m)]^2 \\ &= E[\beta(R_m - \bar{R}_m) + \epsilon_i]^2 \\ &= \beta^2 E(R_m - \bar{R}_m)^2 + 2\beta E[\epsilon_i(R_m - \bar{R}_m)] + E(\epsilon_i)^2 \end{aligned}$$

根据(7-27)式,可得:

$$\sigma_i^2 = \beta^2 E(R_m - \bar{R}_m)^2 + E(\epsilon_i)^2$$

由于 $E(\epsilon_i) = 0$, 故:

$$\sigma_i^2 = \beta^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (7-29)$$

由(7-29)式可知,我们总可以将某种证券收益率的方差分为两部分:系统风险 $\beta^2 \sigma_m^2$ (主要由宏观因素影响产生)和残差方差或者独立风险或非系统风险 $\sigma_{\epsilon_i}^2$ (主要由微观因

素影响产生),也就是说,任一证券的风险包含系统风险和非系统风险两种。在单指数模型的假设条件下, $\beta^2 \sigma_m^2$ 反映了不能分散掉的风险, $\sigma_{\epsilon_i}^2$ 表示投资者只要通过分散化投资就可以消除这项风险。

(3) 任何两种证券间的协方差:

$$\begin{aligned}\sigma_{ij} &= E[(R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j)] \\ &= E\{[(A_i + \beta_i R_m + \epsilon_i) - (A_i + \beta_i \bar{R}_m)][(A_j + \beta_j R_m + \epsilon_j) - (A_j + \beta_j \bar{R}_m)]\} \\ &= E[\beta_i (R_m - \bar{R}_m) + \epsilon_i][\beta_j (R_m - \bar{R}_m) + \epsilon_j] \\ &= \beta_i \beta_j E(R_m - \bar{R}_m)^2 + \beta_i E[\epsilon_i (R_m - \bar{R}_m)] + \beta_j E[\epsilon_j (R_m - \bar{R}_m)] + E(\epsilon_i \epsilon_j)\end{aligned}$$

根据假设,最后三项等于 0,因此:

$$\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2 \quad (7-30)$$

由上式可知,协方差只取决于市场风险。

例如,假设股票收益率和市场股票指数收益率如表 7.13 所示。

表 7.13 单指数模型中的数据

月份	股票收益率 (R_i)	市场指数收益率 (R_m)	$R_i = A + \beta R_m + \epsilon_i$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1	10	4	10	2	6	2
2	3	2	3	2	3	-2
3	15	8	15	2	12	-1
4	9	6	9	2	9	-2
5	3	0	3	2	0	1
合计	40	20	40	10	30	0

利用(7-28)式、(7-29)式和(7-30)式以及表 7.13 的数据,可算得:

$$\begin{aligned}\bar{R}_i &= A + \beta R_m \\ &= 2 + 1.5 \times 4 = 8 \\ \sigma_i^2 &= \beta^2 \sigma_m^2 + \sigma_{\epsilon_i}^2 \\ &= 1.5^2 \times 8 + 2.8 \\ &= 20.8\end{aligned}$$

因此,表 7.13 中,设 $\beta = 1.5$,则第(5)栏 βR_m 的值可由第(2)栏乘上 1.5 求得。 ϵ_i 的期望值等于 0,所以 ϵ_i 的和也等于 0。5 个月的收益是 40,其中 30 与市场相关,所以独立部分 A 的和等于 10。因为 A 是常数,所以每个月的 $A = 10/5 = 2$ 。剩下的 ϵ_i 就是能使单指数模型等式两侧相等的数值,如表 7.13 中的第(6)栏所示。由此可见,单指数模

型中所有的值都来自 β 。 β 把收益分为与市场相关和与市场独立两部分。当 β 确定为 1.5 时, 市场收益率独立于剩余收益率 ϵ_i 。 β 的值取得低, 部分市场收益就进入 ϵ_i , ϵ_i 与市场收益率的协方差取正值。 β 的值取得高, 市场收益去掉太多, 就会导致 ϵ_i 与市场的协方差取负值。因此, β 值恰好就是把市场收益与独立收益分离开。

如果一种证券的单指数模型成立, 那么证券组合的预期收益率为:

$$\bar{R}_p = A_p + \beta_p \bar{R}_m \quad (7-31)$$

式中, A_p 、 β_p 分别是 A_i 和 β_i 的加权平均, 即:

$$A_p = \sum_{i=1}^N X_i A_i$$

$$\beta_p = \sum_{i=1}^N X_i \beta_i$$

则(7-31)式又可以写成:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i A_i + \sum_{i=1}^N X_i \beta_i \bar{R}_m \quad (7-32)$$

式中, X_i 为证券组合中各种证券所占的投资比例, 即权数。而证券组合的方差可以写成:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{\epsilon_i}^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2 \quad (7-33)$$

由(7-32)式和(7-33)式可知, 如果我们估计出每种股票的 A_i 和 β_i 、 $\sigma_{\epsilon_i}^2$ 以及市场预期收益率 $\bar{R}_m$ 和方差 σ_m^2 , 我们就能估计出任何证券组合的预期收益率和方差。因此, 这时需要估计的值有 $3N+2$ 个了。这较之于马柯维茨方法选择最佳证券组合是大大地简化了。目前, 西方国家的绝大多数金融机构都跟踪 150~250 种股票, 若用马柯维茨方法, 就必须估计 150~250 个预期收益率数据, 150~250 个方差数据, 以及 11 175 到 31 125 个相关系数数据。对单指数模型来说, 只需估计 452~752 个数据就可以了, 这比 11 175~31 125 个数据值要少多了。而且, 现在也不需要直接估计证券的联合变动, 而只要估计每种证券与市场一起变动的情况就可以了。

2. 单指数模型的特征

前面已经指出, β_p 为证券组合中每种证券的 β_i 值的加权平均值, 其权数为证券组合中每种证券的投资比例, 即:

$$\beta_p = \sum_{i=1}^N X_i \beta_i$$

同样, 证券组合的 A_p 为:

$$A_p = \sum_{i=1}^N X_i A_i$$

从而可写成:

$$\bar{R}_p = A_p + \beta_p \bar{R}_m$$

由上式可知,对于任何确定的 $\bar{R}_m$, 只要 $A_p = 0$ 和 $\beta_p = 1$, 就可使 $\bar{R}_p = A_p + \beta_p \bar{R}_m$ 。 β_p 可用来检验市场风险对某种证券的影响程度。如果某种股票的风险程度与整个市场的风险程度一致,那么这种股票的 β_p 等于 1; 如果某种股票的 β_p 大于 1 或小于 1, 则说明该股票的风险程度高于或低于整个市场水平。如某一股票的 β 为 0.73, 这就意味着当整个股票市场价格涨到 1 时, 该股票价格上涨 0.73。这个数字说明, 这种股票价格反应比整个市场趋势慢, 即其波动幅度比整个市场小, 风险程度小于整个市场水平。

现在再来看证券组合的方差:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{\epsilon_i}^2$$

如果上式中的 $i = j$, 那么, 上式中的 $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2$ 就变成了 $\sum_{i=1}^N X_i^2 \beta_i^2 \sigma_m^2$, 因此, 上式可变为:

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{\epsilon_i}^2 \\ &= \left(\sum_{i=1}^N X_i \beta_i \right) \left(\sum_{j=1}^N X_j \beta_j \right) \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{\epsilon_i}^2 \\ &= \beta_p^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{\epsilon_i}^2 \end{aligned} \quad (7-34)$$

假定投资者将资金等比例地投在证券组合中的每种证券上, 那么, (7-34) 式就变成:

$$\sigma_p^2 = \beta_p^2 \sigma_m^2 + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (7-35)$$

(7-35) 式右边第二项 $\left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \sigma_{\epsilon_i}^2 \right)$ 为平均剩余方差, 被分母 N 除后其值随 N 的增大而趋于零, 也就是说, $\sigma_{\epsilon_i}^2$ 对组合风险的影响随组合中所包含的证券种类数增加而变小并趋于零。 $\sigma_{\epsilon_i}^2$ 是可分散掉的风险, 称为非市场风险或非系统风险, 表 7.14 说明分散化投资对避免非系统风险的作用。

从表 7.14 中可知, 如果假设未经分散处理证券的非系统风险为 100%, 那么, 当把资金分散到 5 种证券时, 非系统风险降为原来的 20%, 当把资金分散到 100 种证券时, 非系统风险只剩下 1%, 显然下降幅度非常快。

表 7.14 分散化投资对避免非系统风险的作用

证券组合中的证券种类	非系统风险(%)	证券组合中的证券种类	非系统风险(%)
1	100	5	20
2	50	10	10
3	33	20	5
4	25	100	1

但是,与 β_p 相关联的风险,不会随证券组合增大而削减,假设剩余方差或剩余风险趋于零,证券组合的风险就接近:

$$\sigma_p = (\beta_p^2 \sigma_m^2)^{1/2} = \beta_p \sigma_m = \sigma_m \sum_{i=1}^N X_i \beta_i$$

由于 σ_m 相同,所以不管考察什么股票,这种股票对证券组合风险的贡献都可以用 β_i 测度。通常把 β_i 称作不可分散风险,或者称为系统风险。这种风险不会因为证券投资分散化而消失。当然,投资者可以通过改变持有股票的投资比例来增加或减少平均系统风险。

【例 7-6】 假定 4 种股票的系统风险分别是 $\beta_1 = 0.9$, $\beta_2 = 1.6$, $\beta_3 = 1.0$, $\beta_4 = 0.7$ 。如果这 4 种股票在证券组合中的比例相等,即 X_i 各占 25%,那么这个证券组合的平均系统风险为:

$$\begin{aligned}\beta_p &= \sum_{i=1}^N X_i \beta_i \\ &= 25\% \times 0.9 + 25\% \times 1.6 + 25\% \times 1.0 + 25\% \times 0.7 \\ &= 0.225 + 0.400 + 0.250 + 0.175 \\ &= 1.050\end{aligned}$$

这个数值稍大于 1,说明这个证券组合的波动也比市场的波动稍大。如果投资者把投资比例改为 $X_1 = 5\%$, $X_2 = 80\%$, $X_3 = 10\%$, $X_4 = 5\%$,那么上述 4 种股票构成的一个证券组合的平均系统风险就成为:

$$\begin{aligned}\beta_p &= \sum_{i=1}^N X_i \beta_i \\ &= 5\% \times 0.9 + 80\% \times 1.6 + 10\% \times 1.0 + 5\% \times 0.7 \\ &= 0.045 + 0.128 + 0.100 + 0.035 \\ &= 1.460\end{aligned}$$

显然,这个证券组合的风险程度比之于 1.050 更高于市场风险。

(二) β 系数的估计和应用

前面我们已知,单个证券的不可分散风险由 β 系数表达出来,因此对单个证券的 β 值的估计就是一项必不可少的工作。特别是因为 β 值纯属理论上假设模型中的参数,实际证券市场数据并不能直接提供它的值,因此, β 值不是从实际数据中测出来的,而

是要估计出来。

由方程式 $R_i = A + \beta R_m + \epsilon_i$, 利用一组反映个别证券收益率和市场指数收益率的历史数据, 根据最小二乘法即可求出 β 值。也就是说, 求出下式的偏导数并令它们等于零, 就能得到 β 系数。

令

$$Q = \sum_{i=1}^n [R_{it} - (A + \beta R_{mt})]^2$$

$$\frac{\partial Q}{\partial A} = 0, \quad \frac{\partial Q}{\partial \beta} = 0$$

$$\beta = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} = \frac{\sum_{i=1}^n [(R_{it} - \bar{R}_{it})(R_{mt} - \bar{R}_{mt})]}{\sum_{i=1}^n (R_{mt} - \bar{R}_{mt})^2}$$

$$= \frac{n \sum_{i=1}^n R_{mt} R_{it} - \sum_{i=1}^n R_{it} \sum_{i=1}^n R_{mt}}{\sum_{i=1}^n R_{mt}^2 - (\sum_{i=1}^n R_{mt})^2}$$

A 的估计值可以使用下式求得:

$$A = \bar{R}_{it} - \beta \bar{R}_{mt}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{it} - \beta \sum_{i=1}^n R_{mt}$$

举例来说, 使用表 7.13 中的第(1)栏和第(2)栏的数字资料, 可以算出这种股票的平均收益率为:

$$\bar{R}_{it} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{it} = \frac{40\%}{5} = 8\%$$

市场的平均收益率为:

$$\bar{R}_{mt} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{mt} = \frac{20\%}{5} = 4\%$$

其 β 值为:

$$\beta = \frac{\sum_{i=1}^5 [(R_{it} - \bar{R}_{it})(R_{mt} - \bar{R}_{mt})]}{\sum_{i=1}^5 (R_{mt} - \bar{R}_{mt})^2 \times 100}$$

上式的分子:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^5 [(R_{it} - \bar{R}_{it})(\bar{R}_{mt} - \bar{R}_{mt})] &= (10\% - 8\%) \times (4\% - 4\%) + (3\% - 8\%) \times (2\% - 4\%) \\ &\quad + (15\% - 8\%) \times (8\% - 4\%) + (9\% - 8\%) \\ &\quad \times (6\% - 4\%) + (3\% - 8\%) \times (0 - 4\%) \\ &= 60 \end{aligned}$$

上式的分母等于:

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^5 (R_{it} - \bar{R}_{mt})^2 \times 100\% &= (4\% - 4\%)^2 + (2\% - 4\%)^2 + (8\% - 4\%)^2 \\ &\quad + (6\% - 4\%)^2 + (0\% - 4\%)^2 \times 100\% \\ &= 40\end{aligned}$$

从而 β 值为:

$$\beta = \frac{60\%}{40\%} = 1.5$$

表 7.13 的单指数模型把 β 假定为 1.5, 根据就在这里。

这个例子的 A 值为:

$$A = \bar{R}_{it} - \beta \bar{R}_{mt} = 8 - 1.5 \times 4\% = 2\%$$

事实上, 证券的 β 系数可以看作证券特征线的斜率。加入在一定时期内, 此线是固定的, 即它在各个时期内不发生变化。对 β 系数计算的统计程序是简单的线性回归分析, 现根据表 7.15 做出说明。

表 7.15 回归分析计算表

季 度	序号	某证券收益率 ($R_i = y_i$) (%)	市场指数收益率 ($R_m = x_i$) (%)	y_i^2	x_i^2	xy
2005 年	1	3.23	-8.83	10.42	77.93	-28.47
	2	-2.47	-6.00	6.10	36.05	14.83
	3	21.09	10.92	444.88	119.26	230.34
	4	24.74	12.94	612.26	167.53	320.27
2006 年	1	9.11	10.01	82.91	100.11	91.10
	2	17.12	9.55	293.13	91.28	163.57
	3	4.45	-3.00	19.83	8.97	-13.34
	4	-6.34	-2.09	40.25	4.35	13.23
2007 年	1	-9.39	-4.68	88.13	21.94	43.97
	2	-6.96	-4.19	48.45	17.54	29.15
	3	14.42	6.29	207.92	39.55	90.68
	4	-2.83	-0.77	8.00	0.60	2.18
2008 年	1	4.91	8.93	24.08	79.82	43.85
	2	-3.62	5.30	13.09	28.07	-19.17
	3	0.56	-4.50	0.32	20.25	-2.53
	4	19.16	12.61	367.04	158.93	-241.33
合 计		87.18	42.49	2 266.81	972.16	1 221.54
符 号		$\sum y$	$\sum x$	$\sum y^2$	$\sum x^2$	$\sum xy$

根据表 7.15 的回归分析计算表,可算得如下的数值:

(1) β 系数。

$$\beta = \frac{n \sum xy - \sum y \sum x}{n \sum x^2 - (\sum x)^2} = \frac{16 \times 1\,221.14 - 87.18 \times 42.49}{16 \times 972.16 - 42.49^2} = 1.15$$

(2) A 系数。

$$A = \frac{1}{n} \sum y - \frac{\beta}{n} \sum x = 87.18/16 - 1.15 \times 42.49/16 = 2.39$$

(3) 标准误差 SE。

$$\begin{aligned} SE &= \sqrt{\frac{\sum y^2 - A \sum y - \beta \sum xy}{n-2}} \\ &= \sqrt{\frac{2\,266.81 - 2.39 \times 87.18 - 1.15 \times 1\,221.14}{16-2}} \\ &= 6.836 \end{aligned}$$

(4) β 系数的标准误差。

$$\begin{aligned} SE_{\beta} &= \sqrt{\frac{SE}{\sum x^2 - \frac{1}{n} (\sum x)^2}} \\ &= \sqrt{\frac{6.836}{972.16 - (42.49)^2/16}} \\ &= 0.233 \end{aligned}$$

(5) A 系数的标准误差。

$$\begin{aligned} SE_A &= \sqrt{\frac{SE}{n - (\sum x)^2 / \sum x^2}} \\ &= \sqrt{\frac{6.836}{16 - (42.49)^2/972.16}} \\ &= 1.817 \end{aligned}$$

(6) 相关系数。

$$\begin{aligned} r &= \frac{n \sum xy - \sum y \sum x}{\sqrt{[n \sum y^2 - (\sum y)^2][n \sum x^2 - (\sum x)^2]}} \\ &= \frac{16 \times 1\,221.14 - 87.18 \times 42.49}{\sqrt{[16 \times 2\,266.81 - (87.18)^2][16 \times 972.16 - (42.49)^2]}} \\ &= 0.798 \end{aligned}$$

(7) 确定系数。

$$R^2 = r^2 = (0.798)^2 = 0.637$$

(8) 非确定系数。

$$1 - R^2 = 1 - 0.637 = 0.363$$

给定 A 系数和 β 系数, 则该证券估计的特征线为:

$$R_i = 2.39 + 1.15R_m$$

由回归分析得到的 A 和 β 值, 是股票实际 A 和 β 值的估计值。估计是有误差的, 如此例中的标准误差为 6.836, β 系数的标准误差为 0.233, A 系数的标准误差为 1.817。而且, 实际的 A 和 β 随着时间的推移也会发生变化, 因此, 根据股份公司情况的变化, 也要对它们做适当的调整。但尽管如此, 人们还是运用回归分析得到过去的 β 值来预测未来的 β 值。同时, 需要指出, 证券组合的历史 β 值, 能比单个证券的历史 β 值更好地预测未来的 β 值。

(三) β 系数的调整

为了改善预测能力, 需要对过去的 β 值进行修正。布鲁姆(Blume)的研究表明, 预测期的 β 系数比由历史数据得到的 β 系数更接近于 1, 即 β 系数有一种趋向于 1 的倾向。

对 β 系数的调整方法主要有三种。

第一种方法是布鲁姆提出的办法, 那就是通过直接测定这种趋向于 1 的调整来修正过去的 β 系数, 并假定一个时期的调整值是下一时期调整的确切估计。

图 7.26 显示了时间水平线, 时间单位为 1 个月, 投资者现在处于 t 年的最后一个月, 要为 $t+1$ 年的第一个月做出投资计划, 那么投资者先要估计历史的 β 系数, 即 t 年的 β 系数, 这个问题如前所述, 然后通过考虑时间过程中 β 系数的相关程度, 对 β 系数的历史估计值进行调整。

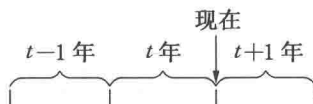


图 7.26 时间水平线

图 7.27, 是 $t-1$ 年中 12 个月的 β 系数和 t 年中的 β 系数的相关程度的特征线。如果 β 系数不随时间发生变化, 则 t 年和 $t-1$ 年 β 系数相关程度的特征线应为 45° 线。实际的观察值并非如此, 如图 7.27 中的 A 点所示, 在 $t-1$ 年时, 其 β 系数为 0.6, 在 t 年时, 则为 0.9。根据不同的观察值, 可得一平均直线 $\hat{\beta}_t = a_0 + a_1\hat{\beta}_{t-1}$, 假设 β 系数之间的相关程度的大小不会因为时间发生变化, 则进一步可得:

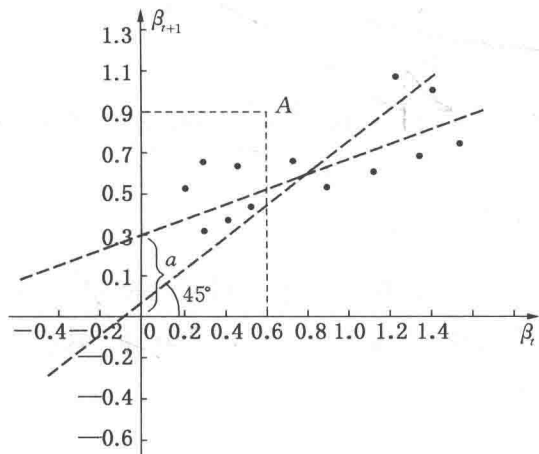


图 7.27 β 系数相关程度的特征线

$$\hat{\beta}_{t+1} = a_0 + a_1\hat{\beta}_t$$

例如, 在图 7.27 中, 假设 $a_0 = 0.35$, $a_1 = 0.65$, 则可以估计出 $t+1$ 年的 β 系数:

$$\beta_{t+1} = 0.35 + 0.65\beta_t$$

这种修正对股票 β 系数的影响很值得注意。如果在 t 年的 β 系数为 2, 那么预测的 β 系数就是 $0.35 + 0.65 \times 2 = 1.65$, 而不是 2; 如果在 t 年的 β 系数为 1.5, 那么预测的 β 系数就是 $0.35 + 0.65 \times 1.5 = 1.325$, 而不是 1.5; 如果在 t 年的 β 系数为 0.8, 那么预测的 β 系数就是 $0.35 + 0.65 \times 0.8 = 0.87$, 而不是 0.8; 如果在 t 年的 β 系数为 0.5, 那么预测的 β 系数就是 $0.35 + 0.65 \times 0.5 = 0.675$, 而不是 0.5。可见, 这个方程使高的 β 系数变低, 使低的 β 系数变高, 修正的 β 系数有一种趋向于 1 的倾向。

同时需要指出, 由于这个方程测度的是两个时期 β 系数的关系, 因此, 如果这两个时期的平均 β 系数比第一个时期的平均 β 系数增加的话, 那一定是因为第一个时期的平均 β 系数增加的缘故。显然, 这个性质是不尽如人意的。因此, 如果没有理由预期平均 β 系数具有这种递增趋势的话, 我们就应该调整预测的 β 系数, 使得 β 系数的均值等于历史 β 系数的均值, 以此来改进我们的估计^①。

对 β 系数进行修正的第二种方法叫做贝叶斯估计方法, 是由瓦锡克 (Vasicek) 提出的。这种方法不要求所有股票的 β 系数朝着其均值即 $\beta = 1$ 的方向调整, 而是根据 β 系数的不同样本误差, 对不同股票的 β 系数做不同的调整。样本误差越大, 调整也就越大。其预测公式为:

$$\beta_{t+1} = \frac{\sigma_{\beta_t}^2}{\sigma_{\beta_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_t}^2} \bar{\beta}_{t-1} + \frac{\sigma_{\beta}^2}{\sigma_{\beta_{t-1}}^2 + \sigma_{\beta_t}^2} \bar{\beta}_t$$

式中, $\bar{\beta}_{t-1}$ 代表 $t-1$ 期股票样本的平均 β 系数; $\bar{\beta}_t$ 代表 t 期股票样本的平均 β 系数; $\sigma_{\beta_{t-1}}^2$ 代表 $t-1$ 期股票样本 β 系数估计值的方差; $\sigma_{\beta_t}^2$ 代表 t 期测度的股票 β 系数估计值的方差。

对过去的 β 系数进行修正的第三种方法是在测算过程中考虑一系列的影响因素。

假设公司规模是影响公司经营的一个重要因素, 定义为 S , 则除了估计 β_t 和 S_{t-1} 的相关关系, 可以得到如下的等式:

$$\hat{\beta}_t = a_0 + a_1 \hat{\beta}_{t-1} + a_2 S_{t-1}$$

同样地, 假设 β 系数和公司规模间的相关程度的大小不随时间发生变化, 则进一步可得:

$$\hat{\beta}_{t+1} = a_0 + a_1 \hat{\beta}_t + a_2 S_t$$

除了公司规模外, 公司利润收入的稳定性、财务杠杆的作用、公司资产的流动性都不同程度地影响 β 系数的估计值, 上述的等式也随之增加相应的变量, 等式可写成:

$$\hat{\beta}_{t+1} = a_0 + a_1 \hat{\beta}_t + a_2 S_t + a_3 L_t + a_4 W_t + \dots$$

① 费方域:《现代证券组合理论》, 上海三联书店 1994 年版, 第 111 页。

许多经验研究表明,经过上述三种方法调整的未来 β 系数预测值,要比未经调整的 β 系数预测值正确得多。

二、多指数模型

前面阐述的单指数模型,认为只有一个因素影响证券的收益率。单指数模型的这个假设在一般人看来是过于简单化了。因此,人们又采用了多指数模型来解释和估计证券收益率的相关结构。这些多指数,即影响证券价格的共同因素,除了单指数模型中的市场股票指数的变化外,还包括:(1)通货膨胀率的变化;(2)失业率的变化;(3)工业生产增长;(4)贸易赤字的变动;(5)政府预算开支的变动;(6)利率水平的变化;(7)长期和短期贷款利率的变化;(8)汇率的变化。

多指数模型认为这些因素的变动会引起证券价格的不同变化,根据其影响程度,可以得出证券收益率与这些因素的关系式,从而导出最佳证券组合。然而,尽管多指数模型捕捉了大量的追加信息,但同时也产生了另一些问题,如可能会加进随机干扰,从而反使模型的精度下降。

(一) 一般多指数模型

一般多指数模型的形式为:

$$R_i = a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \cdots + b_{ij}I_j + \epsilon_i \quad (7-36)$$

(7-36)式表示的是某种证券的收益率与指数 $I_1, I_2, \dots, I_j$ 变动的相关关系式,如 I_1 代表市场指数收益率, I_2 代表国内生产总值增长水平, I_3 代表利率水平,等等; R_i 代表某种证券的收益率, a_i 代表证券收益率中独立于各指数的变化,即独立收益率的预期值; b_{ij} 代表证券收益对各指数的敏感程度; ϵ_i 代表剩余收益率部分,是一个随机变量。

在多指数模型中,要求各指数 $I_1, I_2, \dots, I_j$ 之间不存在相关关系。但是,由于实际经济结构中,各指数之间可能有相互关系现象存在,即计量经济学中的多重共线性现象,这会给估计带来危险。因此需要将这 j 个指数正交化,剔除相关性后使模型中的各指数不相关,这时,才能利用多指数模型进行证券分析。

与单指数模型相类似,设剩余收益率 ϵ_i 的均值 $E(\epsilon_i) = 0$;其方差 $E(\epsilon_i)^2 = \sigma_{\epsilon_i}^2$;指数收益率的方差 $E(I_i - \bar{I}_j)^2 = \sigma_{I_j}^2$;指数 I_i 与指数 I_j 之间的协方差 $E[(I_i - \bar{I}_i) \times (I_j - \bar{I}_j)] = 0$;剩余收益率 ϵ_i 与指数 I_j 之间的协方差 $E[\epsilon_i(I_j - \bar{I}_j)] = 0$;两种证券收益率 ϵ_i 和 ϵ_j 之间的协方差 $E(\epsilon_i \epsilon_j) = 0$,这个假设条件在多指数模型中是很重要的,它表明证券一致变动的唯一原因,是它们与模型设定的各指数共同变动,除了这些指数,不再有其他因素能够解释任何两种证券之间的一致变动,也即没有其他影响证券收益相关性。

根据上述这些假设条件,我们可导出证券 i 的预期收益率、证券 i 收益率的方差和

证券 i 与证券 j 之间的协方差 R 。

(1) 证券 i 的预期收益率。

$$\begin{aligned} E(R_i) &= E(a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \cdots + b_{ij}I_j + \epsilon_i) \\ &= E(a_i) + E(b_{i1}I_1) + E(b_{i2}I_2) + \cdots + E(b_{ij}I_j) + E(\epsilon_i) \end{aligned}$$

由于 a 和 b 都是常数, 而且 $E(\epsilon_i) = 0$, 所以证券 i 的预期收益率公式为:

$$E(R_i) = a_i + b_{i1}\bar{I}_1 + b_{i2}\bar{I}_2 + \cdots + b_{ij}\bar{I}_j \quad (7-37)$$

(2) 证券 i 收益率的方差。

$$\sigma_i^2 = E(R_i - \bar{R}_i)^2$$

将(7-36)式和(7-37)式代入上式的 R_i 和 $\bar{R}_i$, 有:

$$\sigma_i^2 = E[(a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \cdots + b_{ij}I_j + \epsilon_i) - (a_i + b_{i1}\bar{I}_1 + b_{i2}\bar{I}_2 + \cdots + b_{ij}\bar{I}_j)]^2$$

消去 a_i 项, 经整理后可得:

$$\sigma_i^2 = E[b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1) + b_{i2}(I_2 - \bar{I}_2) + \cdots + b_{ij}(I_j - \bar{I}_j) + \epsilon_i]^2$$

方括号中诸项的平方可以这样考虑: 结果中涉及第一个指数的项将是第一个指数项与其自己及其他各项的乘积, 即:

$$\begin{aligned} &E[b_{i1}^2(I_1 - \bar{I}_1)^2 + b_{i1}b_{i2}(I_1 - \bar{I}_1)(I_2 - \bar{I}_2) + \cdots \\ &+ b_{i1}b_{j1}(I_1 - \bar{I}_1)(I_j - \bar{I}_j) + b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1)\epsilon_i] \end{aligned}$$

由于 b_i 是常数, 所以有:

$$\begin{aligned} &b_{i1}^2 E(I_1 - \bar{I}_1)^2 + b_{i1}b_{i2} E(I_1 - \bar{I}_1)(I_2 - \bar{I}_2) + \cdots \\ &+ b_{i1}b_{j1} E(I_1 - \bar{I}_1)(I_j - \bar{I}_j) + b_{i1} E(I_1 - \bar{I}_1)(\epsilon_i) \end{aligned} \quad (7-38)$$

由前面的假设条件可知:

$$\begin{aligned} E[(I_i - \bar{I}_i)(I_j - \bar{I}_j)] &= 0 \\ E[(I_j - \bar{I}_j)(\epsilon_i)] &= 0 \end{aligned}$$

所以, (7-38)式涉及第一个指数的唯一非零项将是:

$$b_{i1}^2 E(I_1 - \bar{I}_1)^2 = b_{i1}^2 \sigma_{i1}^2$$

结果中涉及 ϵ_i 的项将是 $E(\epsilon_i)^2 = \sigma_{\epsilon_i}^2$, 所以, 证券 i 收益率的方差公式为:

$$\sigma_i^2 = b_{i1}^2 \sigma_{i1}^2 + b_{i2}^2 \sigma_{i2}^2 + \cdots + b_{ij}^2 \sigma_{ij}^2 + \sigma_{\epsilon_i}^2 \quad (7-39)$$

(3) 证券 i 和 j 之间的协方差。

$$\sigma_{ij} = E(R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j)$$

代入 R_i 和 R_j , 有:

$$\sigma_{ij} = E\{[(a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \cdots + b_{ij}I_j + \epsilon_i) - (a_i + b_{i1}\bar{I}_1 + b_{i2}\bar{I}_2 + \cdots + b_{ij}\bar{I}_j)] \\ \times [(a_j + b_{j1}I_1 + b_{j2}I_2 + \cdots + b_{jj}I_j + \epsilon_j) - (a_j + b_{j1}\bar{I}_1 + b_{j2}\bar{I}_2 + \cdots + b_{jj}\bar{I}_j)]\}$$

消去诸 a 项, 整理得:

$$\sigma_{ij} = E\{[b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1) + b_{i2}(I_2 - \bar{I}_2) + \cdots + b_{ij}(I_j - \bar{I}_j) + \epsilon_i] \\ \times [b_{j1}(I_1 - \bar{I}_1) + b_{j2}(I_2 - \bar{I}_2) + \cdots + b_{jj}(I_j - \bar{I}_j) + \epsilon_j]\}$$

这个式子的乘积中, 涉及 b_{i1} 项将是:

$$E[b_{i1}b_{j1}(I_1 - \bar{I}_1)^2 + b_{i1}b_{j2}(I_1 - \bar{I}_1)(I_2 - \bar{I}_2) + b_{i1}b_{j3}(I_1 - \bar{I}_1)(I_3 - \bar{I}_3) \\ + \cdots + b_{i1}b_{jj}(I_1 - \bar{I}_1)(I_j - \bar{I}_j) + b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1)\epsilon_j]$$

所有涉及不同指数的项的预期值由假设都等于零, 而且 $b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1)\epsilon_j$ 也等于零, 所以唯一的非零项是:

$$b_{i1}b_{j1}E(I_1 - \bar{I}_1)^2 = b_{i1}b_{j1}\sigma_{i1}^2$$

涉及 ϵ 的项有两类, 一类为 $b_{ik}(I_k - \bar{I}_k)\epsilon_j$, 由假设等于零; 另一类为 $\epsilon_i\epsilon_j$, 由假设等于零。所以, 证券 i 与证券 j 之间的协方差为:

$$\sigma_{ij} = b_{i1}b_{j1}\sigma_{i1}^2 + b_{i2}b_{j2}\sigma_{i2}^2 + b_{i3}b_{j3}\sigma_{i3}^2 + \cdots + b_{ij}b_{jj}\sigma_{ij}^2 \quad (7-40)$$

由上式分析可知, 利用多指数模型进行证券分析, 假设是有一个有 N 种证券和 j 种指数(因素)的证券组合, 则需要输入: (1) N 个与各指数无关的独立收益率预期值 a_i ; (2) jN 个证券收益率对指数的敏感度 b_{ij} ; (3) N 个剩余收益率 ϵ_i 和方差 $\sigma_{\epsilon_i}^2$; (4) j 个指数收益率 $\bar{I}_j$; (5) j 个指数收益率的方差 $\sigma_{I_j}^2$ 。因此, 对这样的多指数模型进行证券组合分析, 需要输入 $2N + 2j + jN$ 个数据, 这个量虽然比单指数模型要多, 但显然比没有模型时的原始的方法要少得多。

(二) 多指数模型的应用

多指数模型从统计角度来看, 实际上是一个多元线性回归方程。方程式左边的变量称为因变量或被解释变量, 方程式右边的变量称为自变量或解释变量。我们把等式右边包括两个或两个以上自变量的模型称为多指数模型。下面就以两个自变量即两种指数为例说明多指数模型的应用。

在现实经济生活中, 假设影响证券收益率 R_i 的因素分别为市场股价指数的收益率 (R_m) 和通货膨胀率 (I_2), 则多指数模型可用下式表述:

$$R_i = a_i + b_{i1}R_m + b_{i2}I_2 + \epsilon_i$$

由前面给出的假设条件可知, 市场股价指数的收益率 R_m 与通货膨胀率 I_2 互不相

关, 剩余收益率 ϵ_i 与 R_m 和 I_2 也不相关, 则可以得出证券组合中收益率的方差为:

$$\sigma_p^2 = b_{1p}^2 \sigma_m^2 + b_{2p}^2 \sigma_{i2}^2 + \sigma_{\epsilon_p}^2 \quad (7-41)$$

总方差 = 系统风险 + 系统风险 + 残差方差
(市场) (通货膨胀)

(7-41)式中, b_{1p} 、 b_{2p} 和 $\sigma_{\epsilon_p}^2$ 分别为证券组合中各项的加权平均值, 即:

$$b_{1p} = \sum_{i=1}^N X_i b_{1i}$$

$$b_{2p} = \sum_{i=1}^N X_i b_{2i}$$

$$\sigma_{\epsilon_p}^2 = \sum_{i=1}^N X_i \sigma_{\epsilon_i}^2$$

下面用多指数模型计算证券组合的方差, 假设有三种股票 A、B、C, 三种股票收益率对市场股价指数收益率、通货膨胀率的敏感程度 b 系数和剩余收益率的方差 $\sigma_{\epsilon_i}^2$ 如表 7.16 所示。

表 7.16 b 系数和残差方差

股票	b_{i1}	b_{i2}	$\sigma_{\epsilon_i}^2$
A	0.5	1.20	0.030
B	1.5	0.40	0.050
C	2.0	0.30	0.040

假设市场股价指数收益率的方差 $\sigma_m^2 = 6\%$, 通货膨胀率的方差 $\sigma_{i2}^2 = 3\%$, 则可得股票 A 的方差为:

$$\begin{aligned} \sigma_1^2 &= b_{11}^2 \sigma_m^2 + b_{12}^2 \sigma_{i2}^2 + \sigma_{\epsilon_1}^2 \\ &= 0.5^2 \times 0.06 + 1.20^2 \times 0.03 + 0.030 = 0.0882 \end{aligned}$$

股票 B 的方差为:

$$\begin{aligned} \sigma_2^2 &= b_{21}^2 \sigma_m^2 + b_{22}^2 \sigma_{i2}^2 + \sigma_{\epsilon_2}^2 \\ &= 1.50^2 \times 0.06 + 0.40^2 \times 0.03 + 0.050 = 0.1898 \end{aligned}$$

股票 C 的方差为:

$$\begin{aligned} \sigma_3^2 &= b_{31}^2 \sigma_m^2 + b_{32}^2 \sigma_{i2}^2 + \sigma_{\epsilon_3}^2 \\ &= 2.0^2 \times 0.06 + 0.30^2 \times 0.03 + 0.040 = 0.2827 \end{aligned}$$

假设投资者以 0.4 : 0.3 : 0.3 的比例将资金投资于三种股票上, 则证券组合收益率对市场股价指数收益率的 b 系数为:

$$b_{1p} = \sum_{i=1}^3 X_i b_{i1} = 0.40 \times 0.50 + 0.30 \times 1.50 + 0.30 \times 2.0 = 1.7$$

对通货膨胀率的 b 系数为:

$$b_{2p} = \sum_{i=1}^3 X_i b_{i2} = 0.40 \times 1.20 + 0.30 \times 0.40 + 0.30 \times 0.30 = 0.69$$

证券组合中剩余收益率的方差为:

$$\sigma_{\epsilon_p}^2 = \sum_{i=1}^3 X_i \sigma_{\epsilon_i}^2 = 0.40^2 \times 0.030 + 0.30^2 \times 0.050 + 0.30^2 \times 0.040 = 0.0129$$

所以证券组合的方差为:

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= b_{1p}^2 \sigma_m^2 + b_{2p}^2 \sigma_{i2}^2 + \sigma_{\epsilon_p}^2 \\ &= 1.7^2 \times 0.06 + 0.69^2 \times 0.03 + 0.0129 = 0.2006 \end{aligned}$$

(三) 若干种特殊模型

1. 行业指数模型

行业指数模型是最受人们关注也是运用最为广泛的一种特殊的多指数模型。该模型认为,证券的收益率不但受市场指数的影响,而且受企业所在的行业指标指数的影响。

设 I_m 代表市场指数,它对应于单指数模型中的市场指数,第 j 行业指数则用 I_j 表示,则行业指数模型为:

$$R_i = a_i + b_{im} I_m + b_{i1} I_1 + b_{i2} I_2 + \cdots + b_{ij} I_j + \epsilon_i$$

这里假设行业指数与市场指数不相关,行业指数之间也不相关。这个模型有这样的一种假设,即证券的收益率受市场和若干行业的影响。对于很多股份公司或企业来说,由于它们的经营范围横跨好几个传统行业,因此这个假设是符合实际的。但是,也有一些企业,其经营范围虽然也跨越了多个行业,但它们的收益主要来自某一行业,投资者也往往把它们视为某一行业的成员。在这种情况下,这些企业所不属于的行业的指数,对于这些企业的收益率的影响甚微。因此,可以把这些行业指数从模型中删除,从而得到进一步简化的模型,即每个企业的收益率,只受市场指数和一个行业指数的影响,每个行业的指数都和市场指数以及所有其他行业指数不相关。这样,第 j 行业中企业 I 的收益率可以写作:

$$R_i = a_i + b_{im} I_m + b_{ij} I_j + \epsilon_i$$

其中, a_i 是与市场指数和行业指数均无关的独立收益。

那么,行业指数模型的平均收益为:

$$\bar{R}_i = a_i + b_{im} \bar{I}_m + b_{ij} \bar{I}_j$$

同一行业中证券 i 和 k 之间的协方差为:

$$\text{cov}(R_i, R_k) = b_{im} b_{km} \sigma_m^2 + b_{ij} b_{kj} \sigma_j^2$$

其中, i 企业和 k 企业都属 j 行业。若 k 企业不属于 j 行业,则以上协方差变为:

$$\text{cov}(R_i, R_k) = b_{im}b_{km}\sigma_m^2$$

这是因为 k 企业与 j 行业不相关, $\sigma_{kj} = 0$ 。

在行业指数模型中,一般只需输入每种股票的预期收益率和方差、每种股票的市场指数和行业指数 β 系数及剩余收益率的方差、行业指数和市场指数的收益率和方差等数据。在行业指数模型提出后,西方学者又提出了一些简化模型,从而使行业指数模型变得更加具有应用价值。

2. 混合模型

混合模型就是把一般多指数模型中的第一个指数看作市场指数,而将其余的指数看作超市场方差的指数。这就是说,混合模型由两个模型混合而成,一个是单指数模型,另一个是为解释超市场方差而构造的模型。在预测超市场方差的过程中,将超市场方差与基本变量以及行业系数联系在一起。在各种混合模型中,最广泛运用的是罗森勃格提出的混合模型,在去除市场指数以后,他根据 114 个变量回归超市场方差。这些变量包括传统的行业分类、债务和自有资金比率之类的企业变量。结果表明,这种分析方法是具有生命力的。

3. 基本的多指数模型

这类模型的基本特征是把证券收益率与宏观经济变量联系在一起。最早对这类模型进行研究的学者认为影响证券收益率的因素很多。他们得出这样的结论,即股票的价值等于股票未来现金流量的现值,因此,影响未来现金流量大小和贴现率的变量就会对价格产生影响。同时,对于这些变量的预期已经在价格中加以考虑,所以,只有这些变量的未预期变化会对收益率产生影响。

在一些学者的不懈努力下,进一步发展了基本的多指数模型。他们发现,在多指数模型中用 5 个变量就足够描述证券收益率了。第 1 个变量是政府债券和公司债券之间收益率的未预期差额。在一个较长的时间里,公司债券和政府债券的月平均差额是每月 0.5%,所以第 1 个指数变量等于 0.5 加上长期政府债券收益率减去长期公司债券收益率的差。第 2 个变量称为期限结构,它用长期政府债券的收益率减去将来一个月的一月期国库券收益率表示。第 3 个变量是未预期的通货紧缩,它等于月初预期的通货膨胀率减去月末实现的实际通货膨胀率的差。第 4 个变量实际最终销售增长率的未预期变化代表整个经济长期利润的未预期变化,它等于实际最终销售月初预期的长期增长率减去实际最终销售月末预期的长期增长率。第 5 个变量是市场指数收益率,选用标准普尔指数的收益率作代表,它等于任何一个月的市场超收益率减去根据用上述 4 个变量构成的估计方程预测的超收益率。

根据这 5 个变量,可以得到相应的基本的多指数模型。经过对不同经济部门的实证分析,证明这一模型具有广泛的使用价值,从而受到实务界和学术界的广泛重视。

三、利用模型决定有效边界的方法

利用模型决定有效边界的方法主要有两种,一是利用单指数模型决定有效边界,二是利用常值相关模型决定有效边界。用这两种方法决定有效边界的一般程序是,首先给各个证券确定某一给定指数,其次把证券按其指数值的大小排列,再次是求出有效边界指数值,最后将指数值大于有效边界指数值的证券包括在最优证券组合中,把指数值小于有效边界指数值的证券排除在最优证券组合之外。

(一) 利用单指数模型决定有效边界

我们先引进超额收益率的概念。它是股票预期收益率和无风险利率(如国库券利率)的差。若用 $\bar{R}_i$ 代表股票 i 的预期收益率,用 R_F 代表无风险资产的收益率,则超额收益率就等于 $\bar{R}_i - R_F$ 。而超额收益率对 β_i 的比率,是测度一种股票每单位不能分散的风险的附加收益率。为方便起见,我们设超额收益率对 β_i 的比率为给定指数 D_i ,则给定指数的公式为:

$$D_i = \frac{\bar{R}_i - R_F}{\beta_i}$$

在单指数模型中, β_i 表示市场收益率变动 1% 股票 i 收益率的预期变动。

决定哪些证券包含在最优证券组合中的规则为:

第一,把所有可选择证券的给定指数 D_i 计算出来,然后按 D 值的大小从大到小排列。若某一 D_i 值的证券包括在最优组合中,则 D 值较大者就包括在组合内;若某一 D_i 值的证券不包括在最优组合内,则 D 值小于 D_i 值就不包括在最优证券组合内。因此,一种证券是否包含在最佳证券组合之中,只取决于这种证券的 D 值的大小。

第二,究竟有多少种证券被选择,则必须寻找一个分界值 C^* ,使得当 $D_i > C^*$ 时的证券包括在最优组合中,而 $D_i < C^*$ 时的证券不包括在最佳组合中。也就是说,最佳证券组合由 D_i 大于 C^* 的所有股票组成。 C^* 是根据最佳证券组合中所有证券的特征计算出的。设 C_i 为 C^* 的候选者。 C_i 值是在假设 i 种证券属于最佳证券组合的情况下算出的。 C_i 的计算公式为:

$$C_i = \frac{\sigma_m^2 \sum_{j=1}^i \frac{(\bar{R}_j - R_F) \beta_j}{\sigma_{\epsilon_j}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^i \frac{\beta_j^2}{\sigma_{\epsilon_j}^2}} \quad (7-42)$$

式中: σ_m^2 为市场指数的方差; $\sigma_{\epsilon_j}^2$ 为股票变化与市场指数变化无关的方差,即股票的非系统风险。

计算出 C_i 值后,比较 D_i 值和 C_i 值的大小,找出其中最大者即为 C^* 。

现举例说明如下。设共有可选择的证券 10 种,具体数据如表 7.17 所示。

表 7.17 确定最优证券组合所需的数据 ($R_F = 5\%$)

证券(i)	平均收益率 ($\bar{R}_i$)	$\bar{R}_i - R_F$	β_i	$\sigma_{\epsilon_i}^2$	$D_i = \frac{\bar{R}_i - R_F}{\beta_i}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1	15	10	1	50	10
2	17	12	1.5	40	8
3	12	7	1	20	7
4	17	12	2	10	6
5	11	6	1	40	6
6	11	6	1.5	30	4
7	11	6	2	40	3
8	7	2	0.8	16	2.5
9	7	2	1	20	2.0
10	5.6	0.6	0.6	6	1.0

表 7.17 是投资分析者通过排序决定最佳证券组合所必须掌握的数据。这些数据既可以从单指数模型中获得,也可以由分析者主观估计得到。表 7.17 中的第(6)栏 D_i 值,已按 D_i 值的大小从大到小排列。

表 7.18 计算分界值 C^* ($\sigma_m^2 = 10$)

证券(i)	$D_i = \frac{\bar{R}_i - R_F}{\beta_i}$	$\frac{(\bar{R}_i - R_F)\beta_i}{\sigma_{\epsilon_i}^2}$	$\frac{\beta_i^2}{\sigma_{\epsilon_i}^2}$	$\sum_{j=1}^i \frac{(\bar{R}_j - R_F)\beta_j}{\sigma_{\epsilon_j}^2}$	$\sum_{j=1}^i \frac{\beta_j^2}{\sigma_{\epsilon_j}^2}$	C_i
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	10	2/10	2/100	2/10	2/100	1.67
2	8	4.5/10	5.625/100	6.5/10	7.625/100	3.69
3	7	3.5/10	5/100	10/10	12.625/100	4.42
4	6	24/10	40/100	34/10	52.625/100	5.43
5	6	1.5/10	2.5/100	35.5/10	55.125/100	5.45
6	4	3/10	7.5/100	38.5/10	62.625/100	5.30
7	3	3/10	10/100	41.5/10	72.625/100	5.02
8	2.5	1/10	4/100	42.5/10	76.625/100	4.97
9	2.0	1/10	5/100	43.5/10	81.625/100	4.75
10	1.0	0.6/10	6/100	44.1/10	87.625/100	4.52

表 7.18 中的 10 种证券,按 D_i 值的大小从大到小排列。当所有用以计算 C_i 的证券的 D_i 值都小于 C_i ,那么这个 C_i 就是 C^* 。表 7.18 中, $C_5 = 5.45$ 是唯一满足这个条

件的 C_i 值。因为只有在这点, $i = 1, 2, 3, 4, 5$, 证券的 D_i 值大于 C_i 值, 而 $i = 6, 7, 8, 9, 10$, 证券的 D_i 值小于 C_i 值。从而得知最优证券组合包含编号为 1, 2, 3, 4, 5 的证券。

现利用表 7.18 的计算过程来演示决定 C_i 的具体步骤。表 7.18 中的第 7 种证券的 C_i 值是这样计算出来的。

当 $i = 1$ 时,

$$\frac{(\bar{R}_i - R_F)\beta_i}{\sigma_{\epsilon_i}^2} = \frac{(15 - 5) \times 1}{50} = \frac{2}{10}$$

$$\frac{(\bar{R}_j - R_F)\beta_j}{\sigma_{\epsilon_j}^2} = \frac{(\bar{R}_i - R_F)\beta_i}{\sigma_{\epsilon_i}^2} = \frac{2}{10}$$

$$\sum_{j=1}^i \frac{\beta_j^2}{\sigma_{\epsilon_j}^2} = \frac{\beta_1^2}{\sigma_{\epsilon_1}^2} = \frac{1}{50} = \frac{2}{100}$$

当 $\sigma_m^2 = 10$, 将上述值代入(7-42)式, 可得:

$$C_i = \frac{\sigma_m^2 \sum_{j=1}^i \frac{(\bar{R}_j - R_F)\beta_j}{\sigma_{\epsilon_j}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^i \frac{\beta_j^2}{\sigma_{\epsilon_j}^2}}$$

$$C_1 = \frac{\sigma_m^2 \frac{(\bar{R}_1 - R_F)\beta_1}{\sigma_{\epsilon_1}^2}}{1 + \sigma_m^2 \frac{\beta_1^2}{\sigma_{\epsilon_1}^2}} = \frac{10 \times \frac{2}{10}}{1 + 10 \times \frac{2}{100}} = 1.67$$

同理 $i = 2$ 时,

$$C_2 = \frac{\sigma_m^2 \sum_{j=1}^2 \frac{(\bar{R}_j - R_F)\beta_j}{\sigma_{\epsilon_j}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^2 \frac{\beta_j^2}{\sigma_{\epsilon_j}^2}} = \frac{10 \times \frac{6.5}{10}}{1 + 10 \times \frac{7.625}{100}} = 3.69$$

第三, 有效边界已经确定后, 接下来分析一下 C_i 值的经济意义。经过一些代数运算后, C_i 值公式可简化成:

$$C_i = \frac{\beta_{ip} (\bar{R}_p - R_F)}{\beta_i} \quad (7-43)$$

式中, β_{ip} 表示最优证券组合收益率变动 1% 导致证券 i 收益率变化的期望值, $\bar{R}_p$ 表示最优证券组合的预期收益率。

如前所述, 只要证券 i 的 $\frac{\bar{R}_i - R_F}{\beta} > C_i$, 证券 i 就进入最佳证券组合。将其式代入(7-43)式, 可得:

$$(\bar{R}_i - R_F) > \beta_{ip} (\bar{R}_p - R_F)$$

因此,假定投资者已经组成了最优证券组合,当市场上又出现了一种新证券时,则需考虑这种新证券是否值得投资,即是否应该加入到已构成的证券组合中。这时,投资者不必把所有的证券再加上这种新证券重新进行最优证券组合分析,而只需按上面的公式,比较一下新证券的 $(\bar{R}_i - R_F)$ 是否大于已构成组合的 $\beta_{ip}(\bar{R}_p - R_F)$ 值就可以决定是否投资。

第四,决定了哪几种证券包括在最优组合中之后,接着就要决定各种证券的投资比例。每种证券的投资比例可以写作:

$$X_i = \frac{Z_i}{\sum_{j=1}^N Z_j}$$

其中:

$$Z_i = \frac{\beta_i}{\sigma_{\epsilon_i}^2} (\bar{R}_i - R_F - C^*) \quad (7-44)$$

由(7-44)式可知,包括在最优证券组合中的 D_i 值比 C^* 值大,故 $Z_i > 0$, 即表示投资;而不包括在最优证券组合中的 Z_i 值则小于零或等于零,表示不投资。事实上,投资者只需算出前几种包括在最优证券组合中的 Z_i 值就可以了。具体计算如下:

$$Z_1 = \frac{2}{100} \times (10 - 5.45) = 0.091$$

$$Z_2 = \frac{3.75}{100} \times (8 - 5.45) = 0.095625$$

$$Z_3 = \frac{5}{100} \times (7 - 5.45) = 0.0775$$

$$Z_4 = \frac{20}{100} \times (6 - 5.45) = 0.110$$

$$Z_5 = \frac{2.5}{100} \times (6 - 5.45) = 0.01375$$

$$\sum_{i=1}^5 Z_i = 0.091 + 0.095625 + 0.0775 + 0.110 + 0.01375 = 0.387875$$

用 Z_1 除以 $\sum_{i=1}^5 Z_i$ 可得:

$$X_1 = \frac{0.091}{0.387875} = 23.5\%$$

这说明,投资者应将全部资金中的 23.5% 用于购买证券 1。同样可求得:

$$X_2 = 24.6\%$$

$$X_3 = 20\%$$

$$X_4 = 28.4\%$$

$$X_5 = 3.5\%$$

需要指出的是,上面所述的是假设存在无限制的借款,但不允许卖空情况下的组合最优化。在允许卖空条件下,寻求最优证券组合和上述不允许卖空情况稍有不同,但基本思想及步骤仍然相同。

第一步:按 $D_i = \frac{\bar{R}_i - R_F}{\beta_i}$ 的值从大到小排列。

第二步:计算 C^* 值时,情况是不一样的。在允许卖空的情况下,所有的股票都将进入最优证券组合,所有的股票都会对分界点 C^* 产生影响。虽然分界点 C^* 的公式仍由(7-42)式表示,但公式的分子和分母却必须对所有的股票求和,而不是像以前那样只对部分股票求和了。其公式为:

$$C^* = \frac{\sigma_m^2 \sum_{i=1}^N \frac{(\bar{R}_i - R_F) \beta_i}{\sigma_{\epsilon_i}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{i=1}^N \frac{\beta_i^2}{\sigma_{\epsilon_i}^2}}$$

这里,无需计算前 $(N-1)$ 个 C_i 值,只需计算一个 C^* 值就可以了,因为不用比较来决定 C^* 值。

第三步:决定最优证券组合。

$$Z_i = \frac{\beta_i}{\sigma_{\epsilon_i}^2} (D_i - C^*)$$

显然, D_i 大于 C^* 值时, $Z_i > 0$, 表示第 i 证券处于真投资状况。 D_i 小于 C^* 值时, $Z_i < 0$, 表示第 i 证券处于卖空状况。若 k 证券的 D_k 和 C^* 值相等, $Z_k = 0$ 时,表示第 k 证券不在投资者的最优证券组合中。当 Z_i 值确定后,再用下式确定 x_i 值:

$$x_i = \frac{Z_i}{\sum_{i=1}^N Z_i}$$

仍以表 7.18 的数字为例,此时:

$$C^* = C_{10} = 4.52$$

$$Z_1 = \frac{1}{50} \times (10 - 4.52) = 0.11$$

$$Z_2 = \frac{1.5}{40} \times (8 - 4.52) = 0.131$$

$$Z_3 = \frac{1}{20} \times (7 - 4.52) = 0.124$$

$$Z_4 = \frac{2}{10} \times (6 - 4.52) = 0.296$$

$$Z_5 = \frac{1}{40} \times (6 - 4.52) = 0.037$$

$$Z_6 = \frac{1.5}{30} \times (4 - 4.52) = -0.026$$

$$Z_7 = \frac{2}{40} \times (3 - 4.52) = -0.076$$

$$Z_8 = \frac{0.8}{16} \times (2.5 - 4.52) = -0.101$$

$$Z_9 = \frac{1}{20} \times (2 - 4.52) = -0.126$$

$$Z_{10} = \frac{0.6}{6} \times (1 - 4.52) = -0.352$$

$$\sum_{i=1}^{10} Z_i = 0.017$$

然后再从公式:

$$X_i = \frac{Z_i}{\sum_{i=1}^{10} Z_i}$$

中解出 x_i 值。

(二) 利用常值相关模型决定有效边界

常值相关系数模型的关键是假定 $\rho_{ij} = \rho$, 而具体的 i, j 值不相关, 选择最优证券组合的程序和前面相类似。

第一步: 计算给定指数 $D_i = \frac{\bar{R}_i - R_F}{\sigma_i}$, 并按其大小排列。

第二步: 计算 C_i 值, 其计算公式为:

$$C_i = \frac{\rho}{1 - \rho + i\rho V} \sum_{j=1}^i \frac{\bar{R}_j - R_F}{\sigma_j}$$

式中的 ρ 为相关系数。上式适用于不允许卖空的情况, 算出所有的 C_i 值后再定 C^* 值, C^* 值的决定原则和单指数模型的情况一样。

第三步: 计算 Z_i 值。其计算公式为:

$$Z_i = \frac{1}{(1 - \rho)\sigma_i} \left(\frac{\bar{R}_i - R_F}{\sigma_i} - C^* \right)$$

再求出:

$$X_i = \frac{Z_i}{\sum_{j=1}^N Z_j}$$

对于允许卖空条件下的最优证券组合问题, 只要根据上述步骤中第二步直接求出一个 C^* 值:

$$C^* = \frac{\rho}{1 - \rho + i\rho V} \sum_{j=1}^N \frac{\bar{R}_j - R_F}{\sigma_j}$$

其余步骤及计算公式均相同,但在对 X_i 的说明意义上有变化, X_i 会出现负值,表示卖空。

举例来说,如表 7.19 所示,设不允许卖空,所有可供考虑的证券已按 D_i 值的高低由大到小排列。在表 7.20 中,已列出了所有这些证券的 C_i 值。从表 7.20 中的第(4)栏和第(5)栏可看出,只有 C_3 的值 5.25 小于证券 1、2 和 3 的 D 值,大于证券 4 到证券 12 的 D 值,因此, $C^* = C_3 = 5.25$ 。

表 7.19 证券排序 ($R_F = 5\%$)

证券(i)	$\bar{R}_i$	$\bar{R}_i - R_F$	σ_i	$D_i = \frac{\bar{R}_i - R_F}{\sigma_i}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1	29	24	3	8.0
2	19	14	2	7.0
3	29	24	4	6.0
4	35	30	6	5.0
5	14	9	2	4.5
6	21	16	4	4.0
7	26	21	6	3.5
8	14	9	3	3.0
9	15	10	5	2.0
10	9	4	2	2.0
11	11	6	4	1.5
12	8	3	3	1.0

表 7.20 决定分界值 C^* 的计算过程 ($\rho = 0.5$)

证券(i)	$\frac{\rho}{1 - \rho + i\rho V}$	$\sum_{j=1}^i \frac{\bar{R}_j - R_F}{\sigma_j}$	C_i	$\frac{\bar{R}_i - R_F}{\sigma_i}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1	1/2	8	8/2=4	8
2	1/3	15	15/3=5	7
3	1/4	21	21/4=5.25	6
4	1/5	26	26/5=5.2	5

续 表

证券(i)	$\frac{\rho}{1-\rho+i\rho V}$	$\sum_{j=1}^i \frac{\bar{R}_j - R_F}{\sigma_j}$	C_i	$\frac{\bar{R}_i - R_F}{\sigma_i}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
5	1/6	30.5	30.5/6=5.08	4.5
6	1/7	34.5	34.5/7=4.913	4
7	1/8	38	38/8=4.75	3.5
8	1/9	41	41/9=4.56	3
9	1/10	43	43/10=4.3	2
10	1/11	45	45/11=4.09	2
11	1/12	46.5	46.5/12=3.88	1.5
12	1/13	47.5	47.5/13=3.65	1

由三种证券构成的最优证券组合为：

$$\left. \begin{aligned} Z_1 &= \frac{1}{1.5} \times (8 - 5.25) = \frac{44}{24} \\ Z_2 &= \frac{1}{1} \times (7 - 5.25) = \frac{42}{24} \\ Z_3 &= \frac{1}{2} \times (6 - 5.25) = \frac{9}{24} \\ \sum_{i=1}^3 Z_i &= \frac{95}{24} \end{aligned} \right\}$$

最终得：

$$\left. \begin{aligned} X_1 &= \frac{44}{95} = 46.3\% \\ X_2 &= \frac{42}{95} = 44.2\% \\ X_3 &= \frac{9}{95} = 9.5\% \end{aligned} \right\}$$

若假定允许卖空，从表 7.20 中可知此时 $C^* = C_{12} = 3.65$ ，将 $C^* = 3.65$ 和 $\frac{\bar{R}_i - R_F}{\sigma_i}$ 栏比较，可知前 6 种证券在最优证券组合中将处于正投资状态，而后 6 种证券则为卖空状态，也即负投资状态，其计算过程不再赘述。

本章小结

证券组合理论是根据不同证券的收益水平和风险等级各异的特点,利用一系列方法求证出最优证券组合,也就是求证出在风险相等的条件下收益水平最高的证券组合,或者是预期收益相同条件下风险最小的证券组合。

马柯维茨证券组合理论作为一种投资方法归纳起来共有四个步骤:一是想购买最佳证券组合的投资者先要确定一系列的证券作为考虑对象;二是对这些证券的前景进行分析,即进行基本分析和技术分析,对所考虑的所有证券的收益率、方差和协方差作出估计;三是要确定有效边界,利用估计出的预期收益率、方差和协方差来确定构成有效边界的有效证券组合的组成部分和位置;四是要找出投资者的最佳证券组合,即找出投资者的无差异曲线与有效边界的切点。

某一投资组合的预期收益率就是这一投资组合中各种证券预期收益的加权平均。

投资分散化,就是指投资者在投资证券时,同时购买多种证券,并以适当的投资组合来尽量避免和减少风险。投资组合,就是指投资者同时投资多种证券时,既购买债券,又购买股票;既购买风险大而预期收益高的证券,也购买风险小而收益稳定的证券。

证券组合的效用是衡量投资者对不同证券组合偏好程度的一种基本尺度。由于投资者对风险的态度不同,导致效用函数的类型也不尽相同,具体可分为凸性效用函数、凹性效用函数和线性效用函数三种。

风险收益无差异曲线有两个重要的特点:位于同一条无差异曲线上的所有证券组合,对投资者都具有相同的偏好;在坐标系中,越是位于西北方向的无差异曲线上的证券组合越为投资者所偏好。

所谓有效组合,是指该证券组合与其他证券组合相比,在同样的风险水平下,具有最高的收益率;或者在同样的收益水平下,有最小的风险。而有效边界就是由所有的有效组合在风险—收益平面上所形成的曲线。

马柯维茨证券组合理论在求解有效边界中引入了极小微分法、极大微分法、二次规划法和线性规划法,这些方法对于从事从有效边界到最佳投资组合选择的推导,起到了良好的效果。

有效边界上的所有点对应的证券组合在收益一定的条件下风险最小,或者在风险一定的条件下收益最大,而有效边界以上的区域都是不可能的组合。因此,投资者所要选择的最优证券组合只能从无差异曲线及有效边界相切的点中求得。

单指数模型假设两种类型的因素造成证券收益率各个时期之间的差异:(1)宏观经济环境的变化,如通货膨胀率、存款利率的变化等;(2)微观因素的影响,具体表现为股份公司内部环境的变化,如新产品的开发、公司内部的人事变动等,它只对个别证券产

生影响,而没有普遍作用。

单个证券的不可分散风险由 β 系数表示, β 值不是由实际数据中测出来,而是要估计出来。

为了改善预测能力,需要对过去的 β 值进行修正。对 β 系数的调整方法有三种。第一种方法是布鲁姆提出的方法,就是通过直接测定这种趋于1的调整来修正过去的 β 系数,并假定一个时期的调整值是下一个时期调整的确切估计。第二种方法叫贝叶斯估计方法。这种方法不要求所有股票的 β 系数朝着其均值即 $\beta=1$ 的方向调整,而是根据 β 系数的不同样本误差,对不同股票的 β 系数作不同的调整。样本误差越大,调整也就越大。第三种方法是在测算过程中考虑一系列的影响因素。

单指数模型中,只有一个因素影响证券的收益率。这个假设在一般人看来是过于简单化了。因此,后来人们又采用了多指数模型来解释和估计证券收益率的相关结构。

多指数模型从统计角度来看,实际上是一个多元线性回归方程。方程等式左边的变量称为因变量或被解释变量,方程等式右边的变量称为自变量或解释变量。等式右边包括两个或两个以上自变量的模型称为多指数模型。

行业指数模型是最受人们关注也是运用最为广泛的一种特殊的多指数模型。该模型认为,证券的收益率不但受市场指数的影响,而且受企业所在的行业指标指数的影响。

平均相关模型的基本思想是把以往的历史相关矩阵数据的平均值作为将来相关矩阵数据的预测值。平均相关模型可分为总均值模型和传统均值模型。

混合模型就是把一般多指数模型中的第一个指数看作市场指数,而将其余的指数看作超市场方差的指数。这就是说,混合模型由两个模型混合而成,一个是单指数模型,另一个是为解释超市场方差而构造的模型。

利用模型决定有效边界的方法主要有两种,一是利用单指数模型决定有效边界,二是利用常值相关模型决定有效边界。

思考与练习

1. 马柯维茨组合理论的基本假设是什么?
2. 如何计算证券投资组合收益率的期望值?如何计算两种证券收益率的协方差及其相关系数?
3. 协方差与相关系数有什么关系?为什么相关系数被认为更有用?

4. 试阐述一下投资分散化的意义。如何确定证券组合的最佳数目？
5. 什么是有效边界？确定有效边界主要有哪些方法？
6. 证券组合分析的简化模型和马柯维茨模型相比有什么优点？
7. 单指数模型中有哪两个基本假设？在此模型中，单种证券的预期收益率及其方差是如何计算的？任何两种证券的协方差是如何计算的？
8. 多指数模型的一般形式是怎样的？其预期收益率及其方差和协方差是如何计算的？
9. 假定证券 A 的收益率的概率分布如表 7.21 所示。

表 7.21 证券 A 的收益率的概率分布

收益率(%)	-2	-1	1	3
概 率	0.2	0.3	0.1	0.4

试求该证券的期望收益率及其标准差。

10. 某投资者在 0 时刻购买 A、B、C 三种股票，组成一个投资组合 P 如表 7.22 所示：

表 7.22 投资者在 0 时刻购买 A、B、C 三种股票

名 称	数量(股)	0 时刻每股市价	投资额	权数
A	100	20	2 000	20%
B	200	15	3 000	30%
C	200	25	5 000	50%
总 计			10 000	100%

投资者在 t 时刻出售 A、B、C 三种股票时的收益率如表 7.23 所示：

表 7.23 投资者在 t 时刻出售 A、B、C 三种股票的收益率

名 称	数量(股)	t 时刻每股市价	投资额	权数
A	100	25	2 500	25%
B	200	18	3 600	20%
C	200	32	6 400	28%
总 计			12 500	73%

试计算该投资组合的收益率。

11. 假设投资者对 4 种股票均等投资，公司 A 股票的预期收益率为 20%，公司 B 股票的预期收益率为 12%，公司 C 股票的预期收益率为 9%，公司 D 股票的预期收益率为 7%。投资者的投资总额为 40 000 元。该证券组合的预期收益率是多少？

12. 假设第 11 题中的投资者想确定其证券组合的风险，并想计算证券组合的方

差。如果这些股票间的相关系数和方差如表 7.24 所示,那么证券组合的方差是多少?

表 7.24 股票间相关系数和方差

股 票	相关系数			
	A	B	C	D
B	0.40			
C	0.50	0.30		
D	-0.20	-0.15	-0.08	
方 差	0.03	0.17	0.03	0.08

13. 考虑从表 7.25 4 个证券资产中进行选择,它们分别是 A、B、C、D。

表 7.25 各个资产的收益和概率

资 产	A		B		C		D		
市场状况	收益	概率	收益	概率	收益	概率	天气	收益	概率
	P		P		P			P	
好	16	1/4	4	1/4	20	1/4	好	16	1/2
平均	12	1/2	6	1/2	14	1/2	中等	12	1/3
差	8	1/4	8	1/4	8	1/4	差	8	1/3

(1) 求出每个资产的期望收益和标准差。

(2) 求出每两个资产之间的协方差。

构造如表 7.26 三个组合 P_1, P_2, P_3 , 求出它们的期望收益和标准差。

表 7.26 各资产组合数据

组 合	投资在各资产上的比例			
	A	B	C	D
P_1	1/2		1/2	
P_2	1/3	1/3		1/3
P_3	1/4	1/4	1/4	1/4

在 (R_P, σ_P) 坐标平面上标出各个证券资产的点和三个组合的点。

14. 表 7.27 列出了两个有效资产组合的特征值,设允许卖空,试求出其有效边界。

表 7.27

组 合	R_i	σ_i	
A	10	6	
B	8	4	$\sigma_{ij} = 20$

15. 如果一个投资者有效用函数 $U(R) = 5R - \frac{R^2}{100}$, 可供选择的三种投资情况如

表 7.28. 问投资者将选择哪一种投资?

表 7.28 各种投资收益率及其发生概率

投资 A	收益率(%)	15	13	10	5
	P	1/4	1/4	1/4	1/4
投资 B	收益率(%)	16	12	9	
	P	3/8	1/8	1/3	
投资 C	收益率(%)	14	11		
	P	3/7	4/7		

16. 表 7.29 列出了三种股票的月收益率和股价指数的收益率:

表 7.29 三种股票及股价指数月收益率

单位: %

月 份	股 票			股指收益率
	A	B	C	
1	12.05	25.20	31.67	12.28
2	15.27	2.89	15.82	5.99
3	-4.12	5.45	10.58	2.41
4	1.57	4.56	-14.43	4.48
5	3.16	3.72	31.98	4.41
6	-2.79	10.79	-0.72	4.43
7	-8.97	5.38	-19.64	-6.77
8	-1.18	-2.97	-10.00	-2.11
9	1.07	1.52	-11.51	3.46
10	12.75	10.75	5.63	6.16
11	7.48	3.79	-4.67	2.47
12	-0.94	1.32	7.94	-1.15

试利用单指数模型计算:

- (1) 每种股票的 A 值和 β 值。
- (2) 每种股票间回归方程的剩余项方差。
- (3) 每种股票和股票指数收益之间的相关系数。
- (4) 股价指数收益率及方差。
- (5) 每种股票的期望收益和方差。
- (6) 每种股票的协方差。

(7) 若以等比例投资组成投资组合时, 计算其组合收益率和标准差。

17. 假设有 A、B 两种股票, 两种股票收益率对市场股价指数收益率、通货膨胀的敏感程度 β 系数和剩余收益率的方差 $\sigma_{\epsilon_i}^2$ 如表 7.30 所示。

表 7.30 β 系数和残差方差

股票	β_1	β_2	$\sigma_{\epsilon_i}^2$
A	0.8	1.2	0.04
B	1.2	0.4	0.05

(1) 假设市场股价指数收益率的方差 $\sigma_m^2 = 5\%$, 通货膨胀收益率的方差 $\sigma_{i2}^2 = 3\%$, 试分别求股票 A、B 的方差。

(2) 假设投资者以 3 : 2 的比例将资金投资于这两种股票上, 试求证券组合收益率分别对市场股价指数收益率和通货膨胀收益率的 β 系数, 并求出证券组合中剩余收益的方差以及证券组合的方差。

18. 给定表 7.31 所列数据, 若无风险借贷利率 $R_F = 5\%$, $\sigma_m^2 = 10$,

- (1) 若不允许卖空, 试求最优证券资产组合;
- (2) 若允许卖空, 试求最优证券组合。

表 7.31

证券 (i)	$R_i (\%)$	β_i	$\sigma_{\epsilon_i}^2$
1	15	1.0	30
2	12	1.5	20
3	11	2.0	40
4	8	0.8	10
5	9	1.0	20
6	14	1.5	10

19. 给出表 7.32 中数据, 若无风险借贷利率 $R_F = 5\%$, $\rho = 0.5$, 请利用常值相关系数法, 分别求:

- (1) 若不允许卖空, 那么最优证券组合是什么?
- (2) 若允许卖空, 那么最优证券组合是什么?

表 7.32 收益数据

证券编号	$R_i (\%)$	σ_i	证券编号	$R_i (\%)$	σ_i
1	15	10	5	10	5
2	20	15	6	14	10
3	18	20	7	16	20
4	12	10			

第8章

VaR 模型及其实证分析

第一节 VaR 方法产生的背景及历史沿革

一、VaR 的产生背景

20 世纪 70 年代初,全球金融市场的波动日益加剧,金融自由化与金融全球化迅猛发展,金融风险管理成为现代金融机构经营管理的基础和核心。所谓金融风险,是指由于经济活动的不确定性所导致的筹措资金、运用资金过程中产生损失的可能性。金融风险可以分为以下几类。

(一) 市场风险

市场风险指由于市场因素的波动引起金融资产或负债的市场价格变化的风险。这些波动包括:(1)利率、汇率、股价、商品及其他金融产品价格的波动;(2)收益曲线的变动;(3)市场流动性的变动;(4)其他市场因素的变动而产生和引发的风险。其中利率风险尤为重要。由于金融机构的资产绝大部分是金融资产,利率波动会直接导致其资产价值的变化,使机构的持续经营能力受到威胁,因此金融机构的风险管理中常把利率风险单独列出。市场风险是最经常面对的一种风险,也是风险管理的重点内容。

(二) 信用风险

信用风险指由于借款人或市场交易对手的违约而导致损失的可能性。更一般地,信用风险还包括由于借款人信用评级的降低导致其债务市场价值的下降而引起的损失的可能性。

(三) 操作风险

操作风险指由于金融机构的交易系统不完善、管理失误、控制缺失、诈骗或其他一些人为错误而导致的潜在损失。它包括执行风险,即当交易执行错误或不能执行而导致的较大延迟成本或受到惩罚,以及由于机构后台操作出现的一系列相关问题。操作风险还包括由于诈骗和技术问题而导致的风险以及风险定价过程中的模型风险(即交易人员或风险管理人员使用了错误的模型,或模型参数选择不当,导致对风险或交易价值的估计错误而造成的损失的可能性)。操作风险直接与机构的管理系统相关,虽然发生的概率相对较小,但引起的损失可能非常巨大。

(四) 流动风险

流动风险指由于资产流动性降低而导致的可能损失的风险。金融机构的流动性风险主要包括两种形式:市场、产品流动性风险和现金流、资金风险。前者是指由于市场交易不足而无法按照当前的市场价值进行交易所造成的损失。这种风险在 OTC 市场中进行动态对冲交易时表现得更为突出。后者是指现金流不能满足债务支出的需求,这种情况往往迫使机构提前清算,从而使账面上的潜在损失转化为实际损失,甚至导致机构破产。资金收支的不匹配包括数量上的不匹配和时间上的不匹配。流动性风险可视为一种综合性风险,它是其他风险在金融机构整体经营方面的综合体现。市场风险和信用风险的发生不仅直接影响金融机构的资产和收益而导致流动性风险,还可能引发“金融恐慌”而导致整个金融系统的非流动性。

(五) 法律风险

法律风险指当交易对手不具备法律或监管部门授予的交易权利时而导致损失的可能性。法律风险往往与信用风险直接相关。法律风险还包括合规性风险和监管风险,即违反国家有关法规如市场操纵、内幕交易等导致的风险。由于各国的法规不同以及对不同类型的金融机构的监管要求不同,因此,不同交易对手的法律风险也存在较大的差异性。

从发生的可能性及影响程度来看,以上五种风险中市场风险和信用风险最易发生、影响最大。过去,在金融市场价格比较稳定的背景下,人们更多地关注信用风险,而几乎不考虑市场风险。但是自 20 世纪 70 年代以来,随着利率、汇率波动的加剧,金融业的管制放松和金融自由化的发展,市场风险已经和信用风险一起成为现代金融风险管理的重要内容。由于金融衍生工具为规避乃至利用金融风险提供了一种有效机制,从而在近三十年来获得了爆炸性增长。然而衍生工具的发展似乎超越了人们对其的认识和控制能力。衍生交易的膨胀和资产证券化趋势并行促使全球金融市场产生了基础性的变化——市场风险成为金融机构面临的最重要的风险。在资产结构日益复杂化的条件下,传统的风险管理方法的缺陷越来越明显。国际上诸多金融机构和跨国公司由于市场风险管理不善而导致巨额损失比比皆是,从巴林银行倒闭,日本大和银行巨额交易亏损到美国奥伦治县政府破产,充分说明了市场风险在金融机构面临的诸多风险中的核心地位。针对这种情况,金融监管当局和金融机构近年来一直在不断强化市场风险

的管理与监督。许多著名金融机构如 J. P. Morgan、Bankers Trust、Chemical Bank、Chase Manhattan 等都投入巨额经费开发市场风险管理技术。

金融市场风险管理是指金融机构或工商企业在准确辨识和测量金融市场风险的基础上,根据其竞争优势及风险偏好,利用各种工具和技术对风险进行规避与防范、转移(对冲、保险)和保留(风险定价和风险资本金配置),为所面临的金融市场风险状况而采取的一系列管理行为。金融风险管理包括风险辨识、风险测量、风险控制,目的在于调整、改变金融机构或工商企业的风险状况。其中,风险测量是金融市场风险管理的基础和关键,即将风险的特性定量化。因此准确地测度风险成为首要必须解决的问题。在这种情形下,一种用途广泛、可直接用于测定银行、信托、证券机构和证券投资组合总体风险的技术——VaR 方法诞生了。

二、VaR 方法的历史沿革

VaR 的概念最先是在 1963 年由 Baumol W. 提出的,他在《管理科学》杂志上发表了一篇文章,提出考虑期望收益置信水平的资产组合选择模型。但在其后 30 多年里,VaR 思想一直未能受到金融界的重视。进入 20 世纪 90 年代后,国际上发生了数起震惊世界的金融灾难,控制风险成为各金融机构及公司生存的基本条件,作为一种风险度量和管理的工具,VaR 方法应运而生。以下列示在 VaR 形成和发展过程中的一些重要事件:

1993 年 7 月,G30 小组发表题为《衍生产品的事件和规则》的研究报告,首次提出了 VaR 模型。该报告建议用 VaR 方法来对资产进行评估以及评估金融风险,该小组的衍生交易小组还进一步给出了用于风险资本分析的特定参数。

1993 年,国际清算银行(BIS)接受了 VaR 分析工具,并体现在《巴塞尔资本协议》中。

1994 年 10 月,世界著名财团 J. P. Morgan 公开了一个名为“风险计量”(Risk Metrics)的风险管理系统,为 14 个国家的 300 种金融工具提供风险计量手段。这个系统起因于著名的“4-15 报告”,即 J. P. Morgan 集团总裁 Dennis Weatherstone 要求其下属每天下午 4:15 提交给他一份简短的报告,该报告指出整个公司范围的投资组合在未来 24 小时内的最大风险和潜在损失是多少。风险计量系统全面应用了度量金融风险的 VaR 方法,很快得到了广泛的推广,并逐步成为风险管理的国际标准。

1995 年 4 月,巴塞尔委员会宣布,要求商业银行的资本充足性必须建立在 VaR 的基础上,并具体介绍了 VaR 模型及其用于风险管理的合理性。

1995 年 12 月,美国证券交易委员会(SEC)建议,上市交易的美国公司在披露其信息时应将 VaR 作为一项重要指标,计算报告期的 VaR 值,并将这个结果与市值的实际变化相比较。

1996 年 1 月,巴塞尔委员在《关于适用“事后检验”法检验市场风险资本要求的内部模型法的监管框架》中,提出通过“失败率”来检验模型误差。这进一步奠定了 VaR 方法在金融业中的使用地位——金融或财务风险的报告都将逐步以 VaR 为基础予以公布。

国际互换与衍生品协会(International Swap and Derivatives Association, ISDA)、国际清算银行和巴塞尔委员会都推荐使用 VaR 系统来估价市场头寸和评价金融风险。VaR 方法除了被金融机构、金融监管部门广泛使用之外,也逐渐被一些大的非金融机构采用,如西门子、IBM 等公司也都采用此方法来管理其风险。

三、国外、国内学者对 VaR 方法的研究

(一) 国外学者研究现状

自 1999 年以来,在传统历史模拟模型、方差—协方差模型、蒙特卡罗模拟模型等基本 VaR 风险管理模型的基础上,各种新型的 VaR 风险管理模型层出不穷,应用领域不断拓展,推动了 VaR 风险管理理论的发展与创新。到目前为止,VaR 已成为金融领域和部分工业投资领域中的一种风险管理工具。西方学者对 VaR 方法进行了深入的探讨。Jeremy Berkowitz(1999)提出了新的评价 VaR 的方法,Tea-Philippe Bouchaud 和 Marc Poters(1999)提出了如何利用金融资产波动的正态特性去简化计算复杂的非线性组合 VaR; Kewin Dowd(1999)提出了不是对整个资产组合收益率分布建模,而是只对收益率尾部分布超过某一较大阈值的数据进行建模进而计算 VaR 值的极值模型。David X. Li(1999)提出在不对资产组合收益率分布做任何假定的条件下用三阶中心矩和四阶中心矩统计量来计算资产组合 VaR 值的半参数模型,并分别用 Risk Metrics 模型和半参数模型对 1989 年 12 月 17 日至 1999 年 2 月 8 日 12 个主要货币汇率的时序数据进行分析,得出半参数模型较 Risk Metrics 模型更为稳健的结论。另外由 Bollerslev(1985)提出的广义条件异方差模型(GARCH 模型)也逐渐被应用于资产组合的 VaR 风险测量,大大地丰富了 VaR 的计算方法。Rachel Campbell, Ronald Huisman 和 Kees Koedijk(2001)将 VaR 风险管理模型应用于资产组合选择和资本资产定价,通过理论推导得出在资产组合收益率呈正态分布且无风险利率为零的假设条件下,基于 VaR 风险管理模型的资产组合选择将会得出同均值—方差模型完全一致的结论,而且还通过实证分析对基于历史模拟 VaR 风险管理模型的资产组合选择结果同基于收益率正态分布假设的均值—方差模型资产组合选择结果进行对比,并指出由于资产组合收益率的尖峰、肥尾分布会导致传统的均值—方差模型存在低估风险资产组合所面临的风险,致使过量资金投资于风险资产的缺陷。

VaR 方法也存在一定缺陷,Artzner(1999)认为在非正态分布的情况下 VaR 不是一致性风险度量,而且 VaR 不能测度超过 VaR 的损失,不能很好地控制尾部风险,VaR 还存在排序不稳定的缺陷。

针对以上缺点,2000 年以后国外学术界对 VaR 的研究主要集中于提出各种修正模型。其中最重要的一种就是美国学者 Roekafellar 和 Uryasev(2000)提出的条件风险值(CVaR)。作为 VaR 的修正模型,CVaR 既保持了 VaR 的较好性质,又克服了 VaR 的不足。

目前国外学者关于 VaR 的研究主要集中于以下两个方面:

(1) 结合其他风险指标以满足相容性风险度量条件,一些国外学者改进了参数和半参数 VaR 方法,比如 Dimitrakopoulos、Spyrou 等(2010)通过 VaR 方法测算了 1995 年至 2003 年美洲、亚洲和欧洲的新兴资本市场股票的组合风险,研究发现模型对 1997 年金融危机的预测能力较弱,同时参数 VaR 方法效果更好;Chun-Pin Hsu 等(2012)通过联合极值理论(EVT)和多样 Copula 模型构建投资组合收益的联合分布的半参数方法求解组合 VaR 值,克服传统的胖尾、尖峰、回归分布的非线性等不良特征;J. Sadefo 和 Kamdem(2012)假设风险因子服从凸性广义拉普拉斯分布的假设,引入动态 Delta-GLD-VaR、Delta-GLD-ES、Delta-MGLD-VaR、Delta-MGLD-ES,运用条件多元相关 GARCH 模型给出了估计 VaR 值和 ES 值的显性线性方程;Gregor N. (2012)通过对 1 500 个包含了股票、商品以及外汇的资产组合的数据进行实证,比较运用 Copula-GARCH 模型和动态条件相关模型(DCC)模型预测投资组合风险的 VaR 和 ES 值的准确性,发现某些特定形式的 Copula 模型的确同较好的拟合结果正相关;Palomba 和 Riccetti(2012)从风险资产组合管理的角度将 VaR 和 TEV 两个本不能同时控制的指标值进行联合控制用以预测和降低资产组合的风险,进而在一定程度上克服了 VaR 的不足。

(2) 通过新的方法来提高 VaR 估计的精确度。Mabrouk 和 Saadi(2012)分别运用 GARCH、RiskMetrics 等几种模型分别计算提前一天的世界主要的股票指数的预测结果,然后与一天后的真实结果对比,结果发现 RiskMetrics 方法在正态分布假设下能提供更精确的 VaR 值估计;Cheng-Few Lee 和 Jung-Bin Su(2012)通过广义 t 分布来拟合资产报酬,修正了正态分布假设下 VaR 值的尖峰和胖尾问题,他们运用 GARCH 模型对全球 13 个主要股票指数的 VaR 值进行提前一天的预测,研究发现, t 分布下的 VaR 值有更好的拟合度,有助于解决正态分布情形下的尖峰和胖尾问题;Gugan 和 Tarrant(2012)认为主要依靠 VaR 一种指标测度风险的方式会产生一些错误,应该运用多种风险测量方式并对其进行综合考虑以决定银行业经营的风险分布情况。同时他们还建议将这种综合风险测量方法作为银行业报表的常规要求,用以弥补 VaR 的不足;Meera Sharma(2012)首次检验了《巴塞尔协议 III》中允许的长期(750—1 000 天)和短期(125—190 天)相结合的 VaR 估计方法。针对印度的股票数据的分别进行这种长短期相结合的 VaR 估计、单独的长期 VaR 估计以及单独的短期 VaR 估计;然后对三种估计结果分别运用普通事后检验法、非条件和条件覆盖检验法。结果显示,长期与短期相结合 VaR 估计方法要优于单独的两种 VaR 估计方法。

综合以上各时期的 VaR 的发展不难看出,VaR 值已经被广泛作为当今衡量金融风险的主要方法之一,而且受到越来越多学者的关注。也正因如此,VaR 能得到更大程度的改进和完善,进而得到更多的推广和应用。

(二) 国内学者研究及其应用现状

在国内,对于 VaR 的研究多半还局限于理论层次。国内 VaR 的研究发展过程分为两个阶段。

第一阶段:学习了解阶段,这一阶段的研究主要着重于对 VaR 的概念、方法的介绍。

郑文通(1997)全面地介绍了 VaR 方法的产生背景、计算方法、VaR 方法的用途及引入中国的必要性。姚刚的《资产组合的 VaR 值》(1998)除了介绍 VaR 的定义之外,还介绍了资产组合的 VaR 值,并对线性资产定价模型和非线性资产定价模型进行了特别说明。张尧庭(1998)、詹原瑞(1999)从理论上探讨了 VaR 的度量问题。另外,最具代表性的是王春峰教授所著的《金融市场风险管理》一书,该书系统地介绍了 VaR 产生的背景、理论和方法。

第二阶段:1999 年后对 VaR 方法的研究运用更加深入广泛,包括对 VaR 方法在我国的运用进行理论研究和实证研究,以及对 VaR 方法的改进。

一方面对 VaR 的研究更为深入,不仅仅局限于概念性的介绍。许多学者对 VaR 的计算方法本身以及 VaR 方法相对其他风险度量方法的有效性等方面做了研究。王春峰、万海辉和李刚(2000)指出用蒙特卡罗模拟法计算 VaR 值所存在的缺陷,并提出基于马尔科夫链蒙特卡罗(Markov Chain Monte Carlo,简称 MCMC)的计算方法。马超群(2001)、范英(2001)、朱淑珍(2002)等从理论上对改进 VaR 的计算方法进行了研究,吴世农、陈斌(1999)等就风险度量方法的有效性,以及对 VaR 方法与传统风险度量方法进行了比较研究。

另一方面,VaR 方法的应用研究开始受到重视,发表的学术文章也较多。刘宇飞在《VaR 方法在我国金融监管中的运用》(1999)提出了 VaR 方法在我国金融监管中的运用及其意义,并具体指出如何运用国际上通行的“事后检验”方法对 VaR 模型进行检验。魏永强、李刚(2000)及严太华、邱阳(2000)分别提出了在投资银行及我国证券市场中应用 VaR 方法管理市场风险。但他们仅仅是做了理论上的评述,并未具体运用 VaR 方法计算投资银行和证券市场的风险。杜海涛在《VaR 方法在证券风险管理中的应用》(2000)中在市场指数风险量度、单个证券的风险量度、基金管理人员绩效评价及确定配股价格等方面运用 VaR 方法。他认为沪深两市的指数、单个证券、投资基金的收益都服从正态分布,在这一前提下计算在 95% 置信度下资产的 VaR 值,并进行模型检验。其结论是 VaR 模型对风险的拟合效果较好。范英(2000)对深市综合指数计算 VaR 值,其样本数据为 1994 年 1 月 3 日至 1998 年 1 月 23 日每日收盘价。她认为收益率服从独立异方差的正态分布,并用周期为 20 天的移动平均法对方差进行估计,最后计算出在 90%、95%、97%及 99%的置信度下的 VaR 值。进行“事后检验”发现模型计算得到的 VaR 值略微低估了深市的风险。杨春鹏、崔援民(1999)专门就非对称金融衍生工具的风险度量指标 VaR 进行研究,通过几何布朗运动模型得出期权等非对称金融衍生工具的 VaR 模型。刘静(2002)、郑明川(2002)、龙海明(2002)、于研(2003)等学

者对 VaR 方法的应用领域进行了理论分析,赵睿、赵陵(2002)、景乃权(2003)等学者对 VaR 方法在投资组合管理中的应用进行了理论探讨,姚小义(2002)、英定文(2002)等学者对应用 VaR 方法来建立证券经营机构定量管理体系做了理论研究。戴国强研究了运用 VaR 风险计量模型进行投资组合分析的具体操作方法,探讨了 VaR 方法对中国金融风险管理的影响,并提出了相应的政策建议。陈建梁论述了证监会国际组织关于证券公司监管资本框架的发展趋势,建议我国证券业应制定政策,引导和鼓励证券公司使用 VaR 模型管理风险,以适应国际证券业的发展需要。吴冲锋通过计算机模拟技术对 VaR 风险监管下金融机构的决策模型进行了研究。

特别要指出的是,目前国内关于 VaR 的应用研究很多集中于对证券市场的应用。如之前提到的杜海涛(2000)、范英(2000),另外还有马超群(2001)、刘静(2002)、陈守东(2002)、彭寿康(2003)等,但他们的实证对象大多集中在证券市场指数上,而现有文献中对证券市场中具有代表性的证券投资基金的实证分析并不多见。朱宏泉和李亚静(2001)应用各种 VaR 风险管理模型对香港恒生指数的波动风险进行实证分析,并通过 Back-Test 检验来对比各模型的实用性,结果显示,由于股票市场收益率分布的尖峰、肥尾特征使得在左尾概率小于等于 1% 时基于正态分布假设的 VaR 风险管理模型会低估资产组合的风险,此时使用 T 分布做近似效果较好,而对于 5% 或更高的左尾概率,基于正态分布假设的 VaR 模型则是恰当的,但从整体效果来看, GARCH(1, 1) 模型效果最优。叶青(2001)则分别利用基于 GARCH 模型的方差—协方差模型和 David X. Li 半参数模型较为精确地度量分析了国内证券市场的风险,并得出在国内证券市场风险度量方面, David X. Li 半参数模型较基于 GARCH 模型的方差—协方差模型更为稳健的结论。对外经济贸易大学的陈伟在《证券投资基金的风险管理问题研究》中指出基金管理公司作为代人理财的金融机构,在经营中面临着多方面的风险,必须进行有效的风险管理,才能保证投资者的利益不受侵害。西南交通大学的冯体一的文章《我国证券公司的跨国经营及风险管理》从国内券商的发展历史及竞争力现状入手,分析中国券商现阶段的生存环境,提出国际化是券商生存发展的必然选择。由于所处环境、自身条件等与国外的差别,注定国内券商不能照搬国外同行的经验,而应是在借鉴基础上走适合自己特色的道路。武汉大学侯成琪的《投资组合模型研究》一文以投资组合模型为研究对象进行了如下三方面的研究:(1)引入了下方风险的投资风险度量方法和均值—LPM 投资组合模型,提出并研究了均值, VaR 投资组合模型和投资组合模型求解的 VaR 计算方法,并用实证的方法对这三种模型进行了比较。(2)分析了目前常用的投资管理绩效评价指标如特雷诺指数、夏普指数和詹森指数的有效性,并提出基于下方风险的收益—LPM 比率和收益—VaR 比率两个评价指标。(3)投资组合模型为一个非线性规划问题,求解非线性规划问题的常用解法为基于梯度的迭代算法,但梯度算法不能保证得到全局最小值。基于这一点介绍并进一步研究了适合求解投资组合模型的遗传算法。上海财经大学苏劫的《风险价值模型(VaR)及其应用》一文通过检验不同的

VaR 模型在 2001 年 1 月到 10 月上证综合指数日收盘数据上的应用,认为,在方差—协方差模型(方差的时间序列模型分别采用 60 日、120 日、250 日、500 日移动平均和指数加权移动平均)和历史数据模型中,500 日移动平均模型和历史数据模型对上证综指日风险的预测效果较佳。该文同时还指出同期上证综指暴露于较高的风险之下。广州大学陈学华的《VaR 在证券投资数量化管理中的应用研究》一文在对 VaR 理论体系作简要阐述的基础上,从理论探讨、数学建模、实证分析三个角度全面探讨了 VaR 技术在中国证券投资风险测算、组合优化、风险控制和绩效评估中的应用。东北大学于潇媛的《VaR 风险测量技术在我国证券市场的有效性分析》一文首先介绍了 VaR 风险测量技术的概念和计算方法等相关基础知识,并对 VaR 模型的后验测试(Back-test)方法做了深入叙述,在此基础上,选取上证综合指数和深证综合指数一段时期的历史数据为样本,结合后验测试法,对 VaR 技术中较有代表性的三种计算方法(历史模拟法、Risk Metrics 方法和完全参数方法)在中国证券市场的有效性进行了分析评价。北京工商大学汪林生的《关于 VaR 方法的研究及其应用》一文对目前国际上具有代表性的 VaR 方法进行了全面深入的研究,系统地总结了 VaR 的理论体系,并对各种 VaR 方法进行了综合的分析与比较。在此基础上,该文将极值理论与参数方法相结合,提出了一种新的 VaR 方法——安全参数法。华中科技大学叶挺的《极值理论在 VaR 中的应用》一文引入基于极值理论的两种新算法来克服基于正态分布的假设这一缺陷,以达到提高风险价值估算精度的目的。

从我国金融机构现行的金融风险管理技术上看,主要采用传统的资产负债管理(ALM)和资产定价模型(CAPM)等,对 VaR 方法的运用还处于探索和应用的初级阶段,虽然有一些金融机构和机构投资者已经开始运用风险价值(VaR)方法进行内部风险管理和控制,但还没有一家对外公布其所持资产的 VaR 风险值。这说明 VaR 方法在我国的应用还不很普遍,与国际上金融风险管理技术的主流还存在较大差距。2005 年中国金融工程与风险管理国际研讨会在上海举行,与会专家学者对在险价值(VaR)模型评价研究等一系列数理金融、计量经济方面的焦点问题进行了交流和探讨,以便满足金融市场对风险管理技术的需求。可见人们已经意识到 VaR 对我国金融市场发展的重要意义。总之,引入和推广 VaR 方法对于国内金融机构强化风险管理、实行国际化经营以及金融监管当局提高监管水平都有着重要的现实意义。

第二节 VaR 概述

一、VaR 的定义

VaR 的英文全称为 Value-at-Risk,常被译为“在险价值”,它是指资产价值中暴露于风险中的部分,因此也可称为风险价值。VaR 模型使用金融理论和数理统计理论把

一种资产或资产组合的各种市场风险结合起来用一个单一的指标(VaR 值)来衡量。VaR 作为一个统计概念,本身不过是个数字,它是指一家机构面临“正常”的市场波动时,其金融产品或组合在未来价格波动下可能或潜在的最大损失。P. Jorion(1996)给出了 VaR 的一个较权威的定义:在正常的市场条件下和给定的置信度内,某一金融资产或证券组合在未来特定一段持有期内的最大可能损失。用统计学公式来表示其定义,即为:

$$\text{Prob}\{\Delta p(\Delta t, \Delta x) \leq -\text{VaR}\} = 1 - c$$

其中: x 为风险因素(如:利率、汇率和价格等); c 为置信水平; Δt 为持有期; $\Delta p(\Delta t, \Delta x) = p(t, x) - p(t_0, x_0)$ 为损益函数, $p(t_0, x_0)$ 是资产的期初价值, $p(t, x)$ 是 t 时刻的预测值。

结合该表达式,VaR 的含义是:在正常的市场条件和置信水平 c 下,在给定的持有期 Δt 内,某一投资组合预期可能发生的最大损失为 VaR 值。或者说,在正常的市场条件下,在给定的持有期 Δt 内,该投资组合发生 VaR 值损失的概率仅为 $1 - c$ 。

例如,某银行在 2009 年一天的 95% 置信度下 VaR 值为 1 500 万美元,其含义是指,该银行可以以 95% 的可能性保证,2009 年某一特定时点上的证券组合在未来 24 小时之内,由于市场价格变动而带来的损失不会超过 1 500 万美元。

从 VaR 的概念中不难发现,决定 VaR 值主要有三大基本要素:即持有期(Δt)、置信水平(c)和风险因素(x)。

(1) 持有期(Δt),即确定计算在哪一段时间内的持有资产的最大损失值,它可以定义一天、两天、一周或一个月等。持有期的选择应依据持有资产的特点来确定,应考虑很多因素,不同的行业、不同的市场条件以及出于不同的目的时就要做出不同的选择。比如某个金融产品的流动性相当好,那么我们应当注重它在短期内的 VaR 值,这样 Δt 就应定义一天甚至更短的时间。再如,G30 小组在 1993 年的《衍生产品的实践和规则》中建议,对场外(OTC)衍生工具以每日为周期计算其 VaR;而对一些期限较长的头寸,如养老基金和其他投资基金,则可以以每月为周期。1997 年起生效的关于资本充足率的《巴塞尔协议》中规定,以时间间隔为两个星期或十个交易日,置信水平为 99% 的 VaR 值来确定资本准备金最小水平的参照值。

(2) 置信水平(c),就是统计中的概率条件,它在一定程度上反映了金融机构对风险的不同偏好。置信水平越大则意味着对风险厌恶程度越高,希望得到把握性较大的预测结果。根据各自的风险偏好来选择不同的置信区间。比如,J. P. Morgan 与美洲银行选择 95%,花旗银行选择 94.5%,大通曼哈顿选择 97.5%,Bankers Trust 选择 99%。

(3) 风险因素(x),即风险因子。在计算 VaR 的过程中,其核心是通过风险映射将某项资产的风险分解为一个或若干个影响其价格变化的基本的市场风险因子,用这些风险因子的变化来描述资产组合的价格变化。因此我们必须善于找出影响资产价值变化的风险因素,并将组合分解为我们所熟悉的简单因子以便于计算风险。

二、VaR 模型

给定一个资产组合,令 W_0 为该资产组合的期初价值, W 为该资产组合的期末价值, R 为该组合在持有期间的投资收益率,则有 $W = W_0(1+R)$ 。其中 R 的期望为 μ , 标准差为 σ 。

在给定的置信水平 c 下,投资组合的最小价值为:

$$W^* = W_0(1+R^*)$$

VaR 分为相对损失和绝对损失。

相对损失为相对于均值的损失,用公式表示为:

$$\begin{aligned}\text{VaR}(\text{均值}) &= E(W) - W^* \\ &= E[W_0(1+R)] - W_0(1+R^*) \\ &= -W_0(R^* - \mu)\end{aligned}$$

绝对损失为相对于期初价值的损失,用公式表示为:

$$\text{VaR}(0) = W_0 - W^* = -W_0R^*$$

从上面的式子可以看到,求 VaR 实际就是求投资组合在一定置信水平下的最小价值 W^* 或最小收益率 R^* 。

VaR 值一般可以从资产组合未来可能价值的概率分布函数求出。假如 $f(w)$ 是投资组合未来可能价值的概率密度函数。给定置信水平 c , 可以用下式求出在该置信水平下的 W^* :

$$c = \int_{W^*}^{\infty} f(w)dw$$

于是有:

$$1 - c = \int_{-\infty}^{W^*} f(w)dw = p(w \leq w^*)$$

即在给定的置信水平 c 下,可以找到 W^* , 使 W 高于 W^* 的概率为 c , 或 W 低于 W^* 的概率为 $1 - c$ 。这种方法称为一般分布的 VaR (VaR for General Distributions) 模型。

为了简化计算过程,可以假定 W 服从一定的分布。在一定的分布假定下,需要对 W 的标准差等参数进行估计,因而称之为参数分布的 VaR (VaR for Parametric Distributions)。以正态分布为例。设 W 服从均值为 μ , 方差为 σ^2 的正态分布,即 $W \sim N(\mu, \sigma^2)$, 根据 c , 查表得到临界值 Z (乘数因子), 则 $\text{VaR} = Z\sigma$ 。如果取置信水平 $c = 95\%$, 则乘数因子 Z 为 1.65, 此时 $\text{VaR} = 1.65\sigma$ 。再又比如,若 $R \sim N(\mu, \sigma^2)$, 同样根据 c , 查表得到临界值 Z , 进而 $\text{VaR} = W_0Z\sigma$ 。如果取置信水平 $\alpha = 95\%$, 则乘数因子 Z 为 1.65, 此时 $\text{VaR} = 1.65\sigma W_0$ 。

该分布可以是正态分布以外的其他分布,但是正态分布不仅易于求解,而且对很多

分布都是较好的近似。由中心极限定理可知,当投资组合非常分散时,其收益分布十分接近正态分布。不过如果投资组合中期权的比重较大,并且不太分散时,用正态分布来近似该组合收益就不太恰当了。现实中,许多金融资产的收益率都存在“粗尾”现象,在这种情况下,以正态分布假设为基础模型会低估实际的 VaR 值。所以采用该方法,最关键的是要对资产未来收益率分布特征进行准确的估计。

三、VaR 方法的特点

VaR 是一种用规范的统计技术来全面综合衡量风险的方法,较其他主观性、技术性较强的传统风险管理方法能够更加准确地反映金融机构面临的风险状况,大大增强了风险管理系统的科学性。现将其主要特点归纳如下。

(一) 测量的综合性

随着金融产品的多元化,一个投资组合往往是由类型不同的证券所构成,而传统的灵敏度方法(典型的如 β 系数)只能适用于单一产品、单一风险的风险测量,不能汇总不同市场风险因子、不同金融工具的风险暴露。VaR 模型中将投资组合的价值设置为其所有市场风险因子的函数,因此可以度量包括利率风险、汇率风险、股票风险以及商品价格风险和金融衍生产品风险在内的各种市场风险,较准确地测量由不同风险来源及其相互作用而产生的潜在风险。

(二) 结果的直观性

VaR 的概念简单明了,将多种市场风险换算成一个用货币计量的指标数值即 VaR 值,是一个直接可以与收益相配比的数字。而 β 系数只给出了一个相对的比例概念,没有直接回答组合的损失到底是多大这个问题。同时相对于用方差来描述风险这种方法中没有给出组合发生一定数量损失的概率为多少, VaR 给出了一定的置信水平和特定的时间段,并且可以通过调节置信水平,得到不同置信水平上的 VaR 值,使人们可以明确地知道组合在不同程度上所处的风险状况。

(三) 适应面的宽广性

不同于 β 值只适应于衡量股票价格风险、持续性风险,及凸性只适应于衡量债券和存贷款的利率风险, Delta 等只适应于衡量期权等衍生金融工具的风险, VaR 适用于衡量包括利率风险、汇率风险、股票价格风险以及商品价格风险和衍生金融风险在内的各种市场风险。因此,这使得金融机构可以用一个具体的指标数据(VaR 值)就可以概括地反映整个金融机构的风险状况,因而非常有利于金融机构对风险的统一管理。同时监管部门也得以对该金融机构的市场风险资本充足率提出统一要求。

四、VaR 的主要应用

(一) 风险的控制

目前已超过 1 000 家银行、保险公司、投资基金以及非金融机构使用 VaR 方法作

为风险管理的手段。利用 VaR 方法进行风险控制,可以使每个交易成员都了解所面临的交易风险有多大,同时可以设置 VaR 限额,防止过度投机行为的出现。如果严格进行 VaR 风险管理,一些重大的交易亏损是可以避免的。

(二) 交易业绩的评估

在金融投资中,高收益总伴随着高风险。以往对交易员的业绩评估很大程度上都是以总收益确定的,这种交易方式实际上是对交易员过度投机的一种激励,使得交易员不惜冒很大风险去追逐高额利润,使公司或金融机构承担过多的不必要的风险,不利于公司的稳健经营,所以必须引入加入了风险因素的业绩评价指标。

(三) 金融监管

有效的金融监管需要一种度量市场风险的统一尺度,由于 VaR 方法可以最大限度地比较与综合不同金融市场上众多金融产品的风险水平,从而为国际金融监管当局确定银行资本充足率提供了依据。

五、VaR 方法的优点和不足

VaR 方法的优点主要有三个方面:

第一,它提供了一种跨越不同头寸和风险因素的具有通用性和一致性的风险度量方法。

第二,VaR 方法考虑了风险因素之间的相关性。

第三,VaR 方法以货币数量表示投资者的潜在损失,因此具有较大的直观性。

VaR 方法的不足主要有:

第一,所有 VaR 计算方法都是向后看的(backward-looking),试图用过去的数据预测将来的可能损失。

第二,一些 VaR 计算方法为了计算简便,引入资产收益率或价格服从联合正态分布的假定或“历史重演”等的前提假定。

第三,由于 VaR 方法给出的是统计结果,因此它的可靠性是统计意义上的,这意味着即使是最好的 VaR 计算方法也只能提供相对(不是绝对)可靠的分析结果。

第三节 VaR 模型的计算方法

从 VaR 的定义可以看出,它本质上是对证券组合价值波动的统计测量,核心在于构造证券组合价值变化的概率分布。其基本思想仍然是利用证券组合价值的历史波动信息来推断未来情形,只不过对未来价值波动的推断给出的不是一个确定值,而是一个概率分布。例如利用已知过去 101 天的某一证券的历史波动情况来推断第 102 天该证券的价值。最简单的方法是计算过去 101 天该证券的波动(如标准差),以此得出第 102 天该证券的价值波动。但这样得出的值实际上是用过去的平均情况推断未来,误

差显然太大。而 VaR 的思想是,过去 101 天的波动构成了 100 种波动情景,在第 102 天每一种波动都可能发生,因此第 102 天的价值波动存在 100 种可能性,由此其价值波动构成了一个概率分布。

在大多数情况下,由于证券组合庞大而复杂,且保留证券组合中所有的历史数据不太现实,因此直接估算某种证券组合的收益(或损失)几乎是不可能的,在 VaR 计算中将每一个证券映射为一系列“市场因子”(market factors)的组合。市场因子是指影响证券组合价值变化的利率、汇率、股指及商品价格等基础变量。

基于上述基本思想,VaR 计算的基本步骤包括:辨识市场因子,并将证券组合中的每一证券价值用市场因子表示(映射);推测市场因子未来某一时期(如一天)的变化情景;由市场因子未来情景估测证券组合的未来价值;求出损益分布,在给定置信度下计算出 VaR 值。这里计算的关键有两个:其一是市场因子未来变化的推测;其二是证券组合价值与市场因子间的关系(线性、非线性)。

所以在介绍 VaR 计算方法之前有必要先介绍一下投资工具的“线性”和“非线性”问题。这里“线性”和“非线性”是针对潜在收益与投资工具价值性变动的关系。以股票期权为例,股票价格的变动即是潜在收益的变动,而期权本身的价值变动即为投资工具的价值变动。相应地,头寸分为简单头寸和衍生头寸。简单头寸的变化是线性的,衍生头寸的变化分为线性衍生头寸和非线性衍生头寸。所谓线性头寸(其中既有简单的金融产品也有衍生金融工具),就是说该头寸的价值相对变化和潜在收益的关系可以用线性方程来表示:

$$\hat{r}_{i,t} = \delta r_{j,t}$$

其中, $\hat{r}_{i,t}$ 表示头寸在 i 和 t 时刻的相对价值变化, $r_{j,t}$ 表示在 t 时刻的潜在收益, δ 为标量。

进一步以股票期权为例。以 $V(P_t, K, \tau, \rho, \sigma)$ 表示期权的价值。其中, P_t 是 t 时刻股票的现货价格, K 是敲定价格, τ 是时间期限, ρ 是到期期权执行的无风险收益, σ 是在时期期限内对股票对数价格的标准差。

期权的收益表达使用泰勒二阶展开式得:

$$V(P_{t+n}, K, \tau, \rho, \sigma) = V(P_t, K, \tau, \rho, \sigma) + \left(\frac{\partial V}{\partial P}\right)(P_{t+n} - P_t) + \frac{1}{2} \left(\frac{\partial^2 V}{\partial P^2}\right)(P_{t+n} - P_t)^2 \quad (8-1)$$

$$= V(P_t, K, \tau, \rho, \sigma) + \delta(P_{t+n} - P_t) + \frac{1}{2} \Gamma(P_{t+n} - P_t)^2 \quad (8-2)$$

或者表示为:

$$dV = \delta(dP) + \frac{1}{2} \Gamma (dP)^2 \quad (8-3)$$

其中, δ 反映期权价值对股票价格相对变化的大小,它是无单位的。 Γ 是期权价值

对股票价格的二阶导数,它的单位是 $\frac{1}{P}$ 。

$$V(P_{t+n}, K, \tau, \rho, \sigma) - V(P_t, K, \tau, \rho, \sigma) = \delta(P_{t+n} - P_t) + \frac{1}{2} \Gamma (P_{t+n} - P_t)^2$$

用 V_{t+n} 代表 $V(P_{t+n}, K, \tau, \rho, \sigma)$,用 V_t 代表 $V(P_t, K, \tau, \rho, \sigma)$ 则可以得到:

$$\begin{aligned} V_t \left(\frac{V_{t+n} - V_t}{V_t} \right) &= \delta P_t \left(\frac{P_{t+n} - P_t}{P_t} \right) + \frac{1}{2} \Gamma P_t^2 \left(\frac{P_{t+n} - P_t}{P_t} \right)^2 \\ \left(\frac{V_t}{P_t} \right) \left(\frac{V_{t+n} - V_t}{V_t} \right) &= \delta \left(\frac{P_{t+n} - P_t}{P_t} \right) + \frac{1}{2} \Gamma P_t \left(\frac{P_{t+n} - P_t}{P_t} \right)^2 \end{aligned}$$

令:

$$\hat{r}_t = \left(\frac{V_{t+n} - V_t}{V_t} \right) \quad r_t = \left(\frac{P_{t+n} - P_t}{P_t} \right) \quad \eta = \frac{P_t}{V_t}$$

得:

$$\hat{r}_t = \eta \left(\delta r_t + \frac{1}{2} \Gamma P_t r_t^2 \right) \tag{8-4}$$

其中, $\hat{r}_t$ 是期权的收益率, r_t 是股票的收益率, η 是度量持有期权的杠杆效应。

上式中包含了 r_t^2 ,显然 $\hat{r}$ 对 r 是非线性的,因而期权为非线性头寸。

表 8.1 给出了投资工具头寸价值变动与潜在收益之间的关系。

表 8.1 投资工具头寸价值变动与潜在收益之间的关系

头寸类型	投资工具 ^①	潜在价格/收益 ^②
线性(简单)	债 券	债券价格
	股 票	当地市场指数
	外 汇	汇 率
	商 品	商品价格
	利率互换	互换价格
线性衍生品	浮动利率期票	货币市场价格
	外汇远期	汇率/货币市场价格
	远期利率协定	货币市场价格
	货币互换	互换价格/汇率
非线性衍生品	股票期权	股票价格
	债券期权	债券价格
	外汇期权	汇 率

注:用 $\hat{r}_t$ 表示投资工具的价值相对变化。

用 r_t 表示潜在收益的相对变化。

从 VaR 计算的基本步骤可以看出,这一方法由三个基本要素组成:当前的资产价值、资产价值对市场风险的敏感度以及对市场风险潜在变动的预测。在实际运用中,当前资产容易确定,只要按当前市场价格计算出资产价值即可。对第二和第三个因素进行不同的假设和处理而相应产生了不同的计算方法。

这些不同的方法大致上可以分为两类:以局部估值为基础的方法和以完全估值为基础的方法。局部估值法主要是利用样本数据,通过估计一定的参数来达到最终估计 VaR 的目的。当资产价值与风险因素是线性关系时,局部估值方法不仅有效而且简单易行。以局部估值为基础的方法,主要有简单 VaR 方法、Delta-Gamma 法等。因为局部估值是利用某种方法,近似地表达资产价值与风险因素之间的关系,所以当风险因素与资产价值之间是非线性关系时,如果风险因素变化不大,这种方法是适用的,但当风险因素有较大变化时这种近似就不恰当了,因而需要利用所有的数据来计算在所有价格水平下的资产价值,即用完全估值法来测度。以完全估值为基础的方法主要有历史模拟法(historical simulation)、压力测试法(stress testing)、结构化蒙特卡罗法(structured Monte Carlo)等。

一、方差—协方差法

这种方法利用资产收益的历史数据,计算出资产的标准差和相关系数,然后在一定的分布假定之下,基于这些方差和协方差,计算得到组合的标准差,从而确定相应的 VaR。这种方法与下面将要介绍的同样是运用历史资料的历史模拟法的思路截然不同,其具体的做法为:

首先,利用历史数据求出资产组合收益的方差、协方差、标准差;

其次,假定资产组合的收益呈正态分布,可求出在一定置信区间下反映了分布偏离均值程度的临界值;

最后,建立与风险的联系,推导出 VaR 值。

具体而言,设一资产组合在单位时间内的均值为 μ , 标准差为 σ , R 遵从正态分布,即 $R \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。又设 α 为置信区间 c 下的临界值(如置信区间为 95% 的临界值为 1.65),依正态分布的性质,可知在 $1-c$ 的概率下,可能发生的偏离均值的最大距离为 $\mu - \alpha\sigma$, 即 $R = \mu - \alpha\sigma$; 又因为 $E(R) = \mu$, 所以有:

$$\text{VaR} = W_0[\mu - (\mu - \alpha\sigma)] = W_0\alpha\sigma$$

在正态分布下,若持有期不是单位时间,设为 Δt , 则均值和标准差分别为 $\mu\Delta t$ 和 $\sigma\Delta t$ 。这时,上式可以转换为:

$$\text{VaR} = \frac{W_0\alpha\sigma(\Delta t)}{2}$$

由上面两个式子可知,在正态分布下计算 VaR 值实际上只需算出相应持有期内的

标准差即可。利用这一基本思想,有如下两种方法。

(一) 简单 VaR 法

简单 VaR 法用于“线性”投资工具,它假定投资工具的收益服从多元条件正态分布,头寸价值的相对变化 $\hat{r}$ 是潜在收益 r 的线性函数(即该头寸是线性头寸)。如果在 95% 的置信度下, VaR 值就等于被投资组合的标准差,所以这一方法的关键是求投资组合的标准差。

假定某投资组合包含了 N 个头寸,每个头寸都包含一个现金流,并且其方差、协方差可以求得,那么该头寸的相对价值变化可表示为:

$$\hat{r}_{p,t} = \sum_{n=1}^N \omega_n \hat{r}_{n,t} = \sum_{n=1}^N \omega_n \delta_n r_{n,t}$$

其中, ω_n 是第 n 个头寸的总投资额, $r_{n,t}$ 是第 n 个头寸的潜在收益, δ 为标量。

假定要计算该投资组合在 95% 的置信水平下,某一日的 VaR 值,在投资组合服从条件正态分布的前提下, VaR 可表示为:

$$\text{VaR}_t = 1.65 \hat{r}_{p,t} = \sqrt{\sigma_{t/(t-1)} R_{t/(t-1)} \sigma'_{t/(t-1)}}$$

其中, $\hat{r}_{p,t}$ 为前一天的该投资组合的收益。

$$\sigma_{t/(t-1)} = [1.65\sigma_{1,t/(t-1)}\omega_1\delta_1, 1.65\sigma_{2,t/(t-1)}\omega_2\delta_2, \dots, 1.65\sigma_{N,t/(t-1)}\omega_N\delta_N]$$

为一个 $1 \times N$ 的向量,

$$R_{t/(t-1)} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t/(t-1)} & \cdots & \rho_{1N,t/(t-1)} \\ \rho_{21,t/(t-1)} & 1 & \cdots & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{N1,t/(t-1)} & \cdots & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

为 $N \times N$ 阶的潜在现金流的收益相关矩阵。

计算投资组合 VaR 值的具体步骤如下:

首先,将资产组合分解为我们事先确定的所谓的“基本风险因子”,如外汇、零息票债券、股票综合指数和商品等。因为现实中资产组合的种类非常繁多,我们不可能得到所有组合的风险和相关性的数据,所以必须将其分解为我们熟知的因子。

其次,计算这些分解得到的“基本风险因子”在持有期 Δt 的协方差矩阵 Σ 。

最后,由协方差矩阵 Σ 和给定置信水平的标准差计算出投资组合的 VaR 值,

$$\text{VaR} = \alpha \sqrt{\chi' \Sigma \chi}$$

其中, χ 表示各基本风险因子。若选定 95% 的置信水平,在正态分布的假设前提下 α 为 1.65。

有时并不是直接给出协方差矩阵 Σ , 而是以相关矩阵 R 和“基本风险因子”各自的标准差 α 的形式给出。

$$\Sigma = S'RS$$

$$S = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_N \end{bmatrix}$$

其中:

$$VaR = \alpha \sqrt{\chi' S' R S \chi}$$

著名的 Risk Metrics 系统就提供 R 值。

简单 VaR 法的优点是: 简单易行, 对于不含期权的投资组合, 用该方法是最好的选择。

该方法的缺点是: 首先, 对极端事件无能为力。因为极端事件(如股市或汇市崩盘)并不经常发生, 所以历史数据并不能充分表达这类事件的信息。这也是所有使用历史数据方法的共同的缺点。其次, 分布假设并不能很好地反映金融资产的实际收益率的分布。现实中, 许多金融资产的收益率都存在“肥尾”(fat tail)的现象。在存在肥尾现象的情况下, 以正态分布假设为基础的模型会低估实际的 VaR 值。

最后, 该方法不能充分测定非线性工具的风险, 如期权, 该方法采取的是一阶近似。这种近似在标的资产的价格有很大变化时就不恰当了。

尽管如此, 简单 VaR 法仍不失为一种好方法。大多数情况下, 只要有投资组合的具体组成及历史数据, 就能充分地测定投资组合的 VaR 值了。

(二) Delta-Gamma 法

从对简单 VaR 方法的介绍中可知, 该方法只适用于线性投资工具, 含有期权的投资组合不适宜用此方法。对于含有期权的投资组合应采用 Delta-Gamma 法求 VaR 值, 它并未假定投资组合相对价值变化的分布是正态的, 因而欲求 95% 置信水平下的 VaR 值, 就不能简单地用 1.65 乘以投资组合的标准差来得到 VaR 值, 而需要采用以下步骤来计算 VaR:

首先, 计算投资组合 r_p 收益分布的一至四阶矩。

其次, 找到一个分布具有与 r_p 同样的一至四阶矩。

最后, 由这个分布的 5% 的分位数来计算 VaR。

为简单起见, 先假定组合中只包含一个期权, 当我们同时考虑期权的 θ 风险时, 其收益可表示为:

$$\hat{r}_i = \tilde{\delta} r_i + 0.5 \tilde{\Gamma} r_i^2 + \tilde{\theta} n$$

其中, $\tilde{\delta} = \eta\delta$; $\tilde{\Gamma} = \eta P_t \Gamma$; $\theta = \theta/V$ 。 θ 是反映衍生证券的价值对于期权的期限变化的比值, 称为事件损耗影响。 V , η , Γ , δ , P_t 的定义同(8-3)、(8-4)式。

此时, $\hat{r}_t$ 的均值为 $0.5\tilde{\Gamma}\sigma_t^2 + \tilde{\theta}n$, 方差为 $\tilde{\delta}^2\sigma_t^2 + 0.5\tilde{\Gamma}^2\sigma_t^4$, 偏度为 $3\tilde{\delta}^2\sigma_t^4 + \tilde{\Gamma}^3\sigma_t^6$, 峰度为 $12\tilde{\delta}^2\tilde{\Gamma}^2\sigma_t^6 + 3\tilde{\Gamma}^4\sigma_t^8 + 3\sigma_t^4$ 。

可以看出即使 r_t 服从正态分布, $\hat{r}_t$ 也不服从正态分布, 因而不能直接用 1.65 乘以标准差来得到 VaR 值, 而需要寻找到某种分布, 这种分布的均值、方差、偏度和峰度均与 $\hat{r}_t$ 相同。

Johnson(1994)提出了一种转换的方法:

$$r_t = a + bf\left(\frac{\hat{r}_t - c}{d}\right)$$

其中, $f(\cdot)$ 是一个单调函数, a 、 b 、 c 和 d 的值由四阶矩阵决定。常用的有以下几种形式:

$$r_t = a + b \log\left(\frac{\hat{r}_t - c}{d}\right) \quad \text{对数正态}$$

$$r_t = a + b \sinh^{-1}\left(\frac{\hat{r}_t - c}{d}\right) \quad \text{unbounded}$$

$$r_t = a + b \log\left(\frac{\hat{r}_t - c}{c + d - \hat{r}_t}\right) \quad \text{bounded}$$

为求出 a 、 b 、 c 和 d , 可以运用 Hill 和 Holider 提出的算法。求出 a 、 b 、 c 和 d 之后, 可以得到 $\hat{r}_t$ 的任意分位数。

假如, 我们已经估计出 $\hat{r}_t = \tilde{\delta}r_t + 0.5\tilde{\Gamma}r_t^2 + \tilde{\theta}n$ 中的 $\tilde{\delta}$ 、 $\tilde{\Gamma}$ 、 $\tilde{\theta}$ 和 r_t^2 , 并根据其计算出 $\hat{r}_t$ 的均值为 0.2, 方差为 1, 偏度为 0.75, 峰度为 7。运用 Hill 的算法发现 unbounded 的分布形式是最优的, 其参数为 $a = -0.582$, $b = 1.768$, $d = 1.406$ 。

$\hat{r}_t$ 分布的分位数通过下式得到:

$$\hat{r}_t = \sinh\left(\frac{r_t - a}{b}\right) \times d + c$$

比如 r_t 的 5% 的分位数为 -1.65, 令 $r_t = -1.65$ 代入上式, 求出相应的 $\hat{r}_t$ 的 5% 分位数为 -1.45, 并最终计算得出 VaR 值。

当投资组合包含多个期权时, 其求分位数的方法与组合中只含一个期权时的计算方法相似, 只是四阶矩的计算会更加复杂。以组合包含三个期权为例:

$$\hat{r}_{p,t} = \omega \hat{r}_{1,t} + \omega_2 \hat{r}_{2,t} + \omega_3 \hat{r}_{3,t}$$

其中, ω_i 是期权 i 的权重。

为了计算 $\hat{r}_{p,t}$ 的各阶矩, 需要知道潜在收益 $(r_{1,t}, r_{2,t}, r_{3,t})$ 的协方差矩阵 Σ , 可以

通过 Risk Metrics 系统得到该矩阵。

定义 Delta、Gamma、Theta 矩阵如下:

$$\tilde{\delta} = \begin{bmatrix} \tilde{\delta}_1 \\ \tilde{\delta}_2 \\ \tilde{\delta}_3 \end{bmatrix}, \tilde{\Gamma} = \begin{bmatrix} \tilde{\Gamma}_1 & 0 & 0 \\ 0 & \tilde{\Gamma}_2 & 0 \\ 0 & 0 & \tilde{\Gamma}_3 \end{bmatrix}, \tilde{\theta} = \begin{bmatrix} \tilde{\theta}_1 \\ \tilde{\theta}_2 \\ \tilde{\theta}_3 \end{bmatrix} \dots$$

$\hat{r}_{p,t}$ 的均值为:

$$\mu_{p,t} = 0.5 \text{trace}[\tilde{\Gamma}\tilde{\Sigma}] + \sum_{i=1}^3 \tilde{\theta}_i$$

方差为:

$$\sigma_{p,t}^2 = \tilde{\delta}\tilde{\Sigma}\tilde{\delta} + 0.5 \text{trace}[(\tilde{\Gamma}\tilde{\Sigma})^2]$$

其中, trace 表示矩阵的迹。

二、历史模拟法

历史模拟法是一种简单的基于经验的方法,也是完全估值法中最为简单易行的一种方法。它不需要对市场因子的统计分布做出假设,而是直接根据 VaR 的定义进行计算,即根据收集到的市场因子的历史数据对证券组合的未来收益进行模拟,在给定置信度下计算潜在损失。其具体步骤如下:

第一,识别基础的市场因子,并用市场因子表示出证券组合中金融工具的盯市价值;

第二,计算市场因子过去 N 个时期的实际变化,结合当前市场因子的价值估计市场因子未来某一时期的情景值(N 个);

第三,由定价公式得到证券组合未来的盯市价值(N 个),与当前市场因子下的证券组合价值比较得到证券组合未来的潜在损益;

第四,根据潜在损益的分布,在给定置信度下计算 VaR 值。

历史模拟法的优点如下:

第一,历史模拟法概念直观、计算简单、实施容易,容易被风险管理者和监管当局接受。

第二,历史模拟法是一种非参数方法,不需要假定市场因子变化的统计分布,可以有效处理非对称问题和肥尾问题。

第三,历史模拟法是全值估计方法,可以较好地处理非线性、市场大幅度波动的情况,捕捉各种风险。

其缺点主要是:

第一,历史模拟法假定市场因子的未来变化与历史变化完全一样,服从独立同分

布,概率密度函数不随时间而变化,这与实际金融市场的变化不一致。

第二,需要大量的历史数据。通常认为,历史模拟法的样本数据不能少于 1 500 个,实际金融市场一方面很难满足这一要求,另一方面,太长的历史数据无法反映未来情形(包含了太多的信息),可能违反独立同分布的假定。折旧导致了两难的窘境——如果历史样本数据太少,导致 VaR 估计的波动性和不精确性,而较长的历史样本数据尽管可以使 VaR 估计的稳定性增加,但可能会违反独立同分布假设。

第三,历史模拟法计算出的 VaR 波动性较大。当样本数据较大时,历史模拟法存在严重的滞后效应,尤其是含有异常样本数据的时候,滞后效应会更加明显,这会导致 VaR 值的波动。

第四,难以进行灵敏度分析。对历史模拟法应用效果的实证结论并不一致。Hendricks 在对即期外汇组合的研究中发现,在回报偏离正态分布情形下,历史模拟法估计的 99% 置信度下 VaR 的有效性高于分析方法。Mahney 的研究也支持该结论: Jackson 等人的研究指出,在肥尾情况下历史模拟法效果好于分析方法,特别是在尾部事件中。而 Kupiec 的研究结论却相反,他使用正态分布和 T 分布的模拟研究发现,当回报分布是肥尾时,历史模拟法估计的 VaR 具有较大的变化和向上的偏差。

三、压力测试法

压力测试法(或称情景分析法)是与历史模拟法完全相反的方法,尽管它们都属于完全估值法。历史模拟法是使用过去实际的数据来模拟将来,而压力测试法则是主观地假定风险因素发生极端的变化,并测试这种变化对投资组合价值的影响。

我们可以任意地设定各种场景,如某一货币在一天内突然贬值 30%,利率在一个月内波动 100 个点,等等。在这种场景下对投资组合中的所有资产重新进行定价:

$$R_{p,s} = \sum_{i=1}^N w_i R_{i,s}$$

其中, $R_{p,s}$ 为投资组合在场景 s 下的收益率, $R_{i,s}$ 为资产 i 在场景 s 下的收益率, w_i 为资产 i 在投资组合中的权重。

这样就得到在场景 s 下的投资组合收益率。对于场景 s ,确定一个概率 P_s ,重复上述规程就可以得出投资组合收益的概率分布,依据这一概率分布就可以计算出 VaR 值。

压力测试法的优点:

它考虑了历史数据可能无法涵盖的极端时间风险。例如,1992 年 9 月,德国马克对意大利里拉的汇率突然从 1:760 变化到 1:880。在过去的两年中,里拉汇价是“盯住”马克的,并且很稳定。所以,从过去两年的历史波动中无法把握里拉突然贬值的可能性。而采用压力测试法则能弥补这一点。这就是为什么在 G30 的报告中,推荐压力测试法作为敏感分析工具的原因,因为它考虑到了常常被人们所忽略

的极端情况。

压力测试法的缺点如下:

首先,该方法过于主观。在测定 VaR 时,它不像其他方法那样具有科学性,它完全是一种主观的预测。如果场景设定不合理,测定得到的 VaR 就是完全错误的。

其次,压力测试最大的弱点是不能很好地处理相关问题。众所周知,相关性对于投资组合的风险测试都是非常关键的,如果以相关性低的资产进行组合,就能有效地降低投资组合的风险。反之,则会增加组合的风险。而压力测试法并未考虑相关性,它考虑的仅仅是在某一时刻某一风险因素发生较大变化时所造成的影响。因此它是适合于依赖一种风险因素的投资组合,不适合于规模较大、结构复杂的投资组合。

总之,压力测试应被视为其他 VaR 方法的一个补充,而不是替代。但是当用于估计风险因素发生较大变动而引发最坏影响时,它还是很有效的。

四、结构化蒙特卡罗法

这一方法也称随机模拟方法(random simulation),其基本思想是利用计算机随机模拟出风险因素的随机价格走势,并以此来近似解释该风险因素的市场特征。这个随机模拟的过程就是重塑投资组合价值分布的过程。

结构化蒙特卡罗法通过近似地模拟风险因素的统计分布来计算潜在的收益和相应的 VaR。它要求每个风险因素对应一个其未来的可能分布,如正态分布、对数正态分布、T 分布等等,然后利用历史的数据来确定这些分布的参数。利用这些分布和参数,随机产生成千上万种风险因素的未来可能值,在这一场景下再重新确定投资组合的价值。最后利用这些随机产生的组合收益,构造出组合的经验分布,并确定在一定置信水平下的 VaR 值。

蒙特卡罗模拟可以解决多种类型的问题,视其是否涉及随机过程的形态和结果,蒙特卡罗模拟的应用可以分为两大类。

(一) 定性问题

用蒙特卡罗模拟求解这类问题的方法是,首先建立一个与所求解有关的概率模型,所求的解就是所建模型的概率分布或数学期望,然后对这个模型进行随机抽样观察,即产生随机变量,最后用算术平均值作为所求解的近似估计值。

(二) 随机问题

对这类问题,虽然有时可表示为多重积分或某些函数方程,并进而可考虑用随机抽样方法求解,然而一般情况下都不采用这种间接模拟方法,而是采用直接模拟方法,即根据实际情况的概率法则进行抽样试验。

基于历史模拟法的 VaR 计算是基于市场因子的历史实际价格变化得到组合损益的 n 个可能结果,从而在观测到的损益分布基础上通过分位数计算 VaR。基于蒙特卡

罗模拟的 VaR 计算原理与此类似,不同之处在于市场因子的变化不是来自于历史观测值,而是通过随机数模拟得到。其基本思路是重复模拟金融变量的随机过程,使得模拟值包括大部分可能情况,这样通过模拟就可以得到组合价值的整体分布情况,在此基础上就可以求出 VaR。

例如,可以模拟 10 000 种情景,从而得到组合价值的 10 000 种可能结果;基于此计算出损益分布,根据最不利的第 500 个情景(95%的置信水平)或最不利的第 100 个情景(99%的置信水平)确定 VaR 的数值。

可按以下步骤运用结构化蒙特卡罗法:

(1) 确定风险因素所服从的随机过程及随机参数,其中方差和相关系数等参数可以从历史数据或期权数据中得到。

(2) 依次产生相应的伪随机数 $\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_n$, 并计算得到模拟价格 $S_{t+1}, S_{t+2}, \dots, S_{t+n}$ 。

(3) 根据步骤(2)中得到的模拟价格计算目标时刻 t 时,投资组合的价值 F_t 。

(4) 重复步骤(2)和步骤(3),如重复 $K = 10\,000$ 次,得到一系列的投资组合模拟价值 $F_t^1, F_t^2, \dots, F_t^{10\,000}$, 根据这一系列价格就可以估计出投资组合在 t 时刻的分布,并利用该分布计算出 VaR 值。在给定的置信水平 c 下, VaR 值实际就是投资组合价值超过 c 乘以 10 000 个 F_t 的部分。

该方法的优点是:结构化蒙特卡罗法是衡量金融风险最全面的数值分析方法。它能处理其他方法所无法处理的风险和问题,如非线性价格风险、波动性风险、肥尾分布、极端事件甚至信用风险,它都能有效地处理。

该方法的缺点如下:

(1) 结构化蒙特卡罗法最大的不足就是计算量太大。如果投资组合中有 1 000 种资产,对每种资产的模拟路径为 1 000 种,那么投资组合的价值就会有 100 万个。如此大的计算量,是以牺牲计算结果的及时性为代价的,所以该方法不适合需要及时提供风险度量度的场合。

(2) 结构化蒙特卡罗法的另一缺点是它存在模型风险。因为它依赖于基础风险因素的随机模型及证券的定价模型。如果模型有缺陷,据此得到的 VaR 也必然不准确。

但不可否认,该方法仍是目前度量市场风险最全面的方法。

五、其他方法

从上面介绍的几种方法中可以看出,在计算 VaR 的过程中常常假设收益服从某种分布尤其是正态分布。然而在现实中,许多金融产品的收益分布都具有“肥尾”现象,所以利用正态分布假设常常会低估潜在的风险。

针对这种现象近年来出现了一些新的方法,如通过引入样本数据的高阶信息来帮

助最终确定在给定置信度水平下的 VaR 值。这种基于偏度、峰度的新方法的理论基础是近几年发展起来的估计函数理论。下面就介绍这一方法。

假设有一随机变量 X , 它的均值、方差、偏度和峰度定义如下:

$$\begin{aligned}\mu &= E(X) \\ \sigma^2 &= \text{Var}(X) \\ \gamma_1 &= \frac{E(X-\mu)^3}{\sigma^3} \\ \gamma_2 &= \frac{E(X-\mu)^4}{\sigma^4} - 3\end{aligned}$$

利用均值和方差构造以下估计方程:

$$\begin{aligned}h_1 &= X - \mu \\ h_2 &= (X - \mu)^2 - \sigma^2\end{aligned}$$

这样得到的 h_1, h_2 并不正交, 所以再利用 Doob 的正交化过程构造一个与 h_1 正交的估计方程:

$$h_3 = (X - \mu)^2 - \sigma^2 - \gamma_1 \sigma (X - \mu)$$

下一步我们需要找到一个最优的线性组合:

$$l_\mu = \alpha h_1 + \beta h_3$$

根据估计方程理论, Godambe 和 Thompson 给出了最优系数 α, β 的表达式:

$$\begin{aligned}\alpha^* &= \frac{E\left(\frac{\partial h_1}{\partial \mu}\right)}{E(h_1^2)} = -\frac{1}{\sigma^2} \\ \beta^* &= \frac{E\left(\frac{\partial h_3}{\partial \mu}\right)}{E(h_3^2)} = \frac{\gamma_1 \sigma}{\sigma^4 (\gamma_2 + 2 - \gamma_1^2)}\end{aligned}$$

通常 $\frac{l_\mu^*}{\sqrt{\text{Var}(l_\mu^*)}}$ 可近似认为是标准正态分布, 所以对于置信水平 $1 - \alpha$, 其置信区间为:

$$\left| \frac{l_\mu^*}{\sqrt{\text{Var}(l_\mu^*)}} \right| < C_\alpha$$

其中, C_α 是对应于显著水平 α 的临界值, 如 $\alpha = 0.05$, 则 $C_\alpha = 1.96$, 我们从上式可以解出 X 的置信区间: $X_L < X < X_U$ 。经过复杂的数学推导后, 我们可以得到:

$$X_U = \mu + \frac{\frac{\gamma_2 + 2}{\gamma_1} + \sqrt{\left(\frac{\gamma_2 + 2}{\gamma_1}\right)^2 + 4 \left[\frac{C_a \sqrt{(\gamma_2 + 2)(\gamma_2 + 2 - \gamma_1^2)} + 1}{|\gamma_1|} \right]}}{2} \sigma$$

$$X_L = \mu + \frac{\frac{\gamma_2 + 2}{\gamma_1} - \sqrt{\left(\frac{\gamma_2 + 2}{\gamma_1}\right)^2 + 4 \left[\frac{C_a \sqrt{(\gamma_2 + 2)(\gamma_2 + 2 - \gamma_1^2)} + 1}{|\gamma_1|} \right]}}{2} \sigma$$

其中, $\gamma_1 \neq 0$ 。在正态分布的情况下, $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$, 此时最优估计方程为:

$$l_\mu^* = -\frac{X - \mu}{\sigma^2}, \text{ 且 } \left| \frac{l_\mu^*}{\sqrt{\text{Var}(l_\mu^*)}} \right| = \left| \frac{X - \mu}{\sigma} \right|$$

这是我们很熟悉的正态分布转换为标准正态分布的情形, 所以该方程也同样适用正态分布的情形, 正态分布是它的一个特例。

这种基于偏度和峰度的 VaR 计算方法与传统的 VaR 计算方法在形式上有一点不同: 它给出的是在一定置信水平下的预计的分布区间。该方法被用于实践中, 经检验效果是不错的。

对不含期权的投资组合, 简单 VaR 法是最好的选择, 因为计算相对容易, 并且没有太大的模型的风险; 对于有期权的投资组合, 应使用 Delta-Gamma 法、历史模拟法或结构化蒙特卡罗法, 而压力测试法只能作为其他方法的补充。

第四节 VaR 模型的事后检验

我们知道 VaR 模型是一种利用历史数据、一定的统计参数和分布建立起来的统计预测模型, 其对于未来风险状况的预测是否准确有效是需要检验的。比如一个监管者每天都要收到 VaR 风险报告, 他怎样确定预测值是否存在统计误差? 如果存在误差, 那么误差有多大呢? 由于 VaR 值总是在某一置信水平下给出的, 所以允许出现超出该水平的情况。比如我们设定的是 95% 的置信水平, 如果我们观测到 6%~8% 的偏离, 有可能是由于运气不好, 但如果这种偏离过大了, 比如达到 10%~20% 时, 就应当意识到问题不在运气而在模型本身了。VaR 值作为统计估计值, 其准确程度受到“估计误差”的影响, 尤其是在样本容量有限的时候, 这个问题尤为严重。所以必须对 VaR 模型的准确性进行检验, 这关系着整个 VaR 方法的推广与应用。

一、事后检验的基本原理

事后检验方法(backtesting technique), 也称为“返回检查”, 是最为常用的一种检验方法。巴塞尔银行监管委员会在《关于使用“事后检验”法检验计算市场风险的内部模型法的监管框架》的文件中专门就这一检验方法的使用进行了详细的说明。目前, 这一方法已

被许多机构用于 VaR 模型的检验。通行的有两种检验法则,但其基本原理是一样的,就是通过“失败率”来检验。即:记录实际发生的损失,然后计算损失超过 VaR 的次数(或天数)的比例是否大于设定的显著性水平。例如,对于一年的数据($T = 255$),若置信度为 95%,则实际损失超过 VaR 值的天数应该在 $255 \times 5\% = 13$ 天左右。若在一年的观察期内观测到的实际偏离天数显著地大于或小于 13 天,就说明模型本身存在着问题:显著地大于 13 天说明该模型低估了风险,显著地小于 13 天说明该模型高估了风险。

值得注意的是,这种“事后检验”方法本身也存在着是否有效可靠的问题。对检验方法有效性的判断是基于零假设:事后检验是有效的,没有发生两类错误。相反,如果事后检验本身存在问题,则意味着可能出现两类错误,第一类错误, VaR 的预测实际是正确的,但检验的结果却表明它低估了风险;第二类错误, VaR 的预测实际上是低估了风险,但检验却没有显示这一结果。

二、事后检验的基本方法

在事后检验的基本指导思想下,目前通用的检验方法主要有以下两种。

(一) Kupiec 提出的方法

该方法假定 VaR 的计算都采用 95% 的置信区间。Kupiec 通过下表给出了检验的置信区间:

表 8.2

概率水平(p) ^①	失败次数的接受区间(N) ^②		
	$T = 255$ 天	$T = 510$ 天	$T = 1\,000$ 天
0.01	$N < 7$	$1 < N < 11$	$4 < N < 17$
0.025	$2 < N < 12$	$6 < N < 21$	$15 < N < 36$
0.05	$6 < N < 21$	$16 < N < 36$	$37 < N < 65$
0.075	$11 < N < 28$	$27 < N < 51$	$59 < N < 92$
0.1	$16 < N < 36$	$38 < N < 65$	$81 < N < 120$

注:① 此处的 p 是显著性水平,其对应的零假设是: VaR 模型是有效的。它与计算 VaR 时的显著性水平是不同的。

② N 是在接受零假设前提下,在 T 样本中观测得到可接受的损失偏离天数。

表 8.2 中的置信区间是由下式得到的:

$$1 = -2\ln[(1-p)^{T-N}p^N] + 2\ln\left[\left(1-\frac{N}{T}\right)^{T-N}\left(\frac{N}{T}\right)^N\right]$$

其中, N 为损失超过 VaR 值的天数, T 为样本观测天数。

以 $T = 255$, $p = 0.05$ 为例,只要损失偏离天数 N 落在 (6, 21) 之间,则认为 VaR 模型是有效的。若 $N > 21$, 则表明 VaR 模型低估了大额损失发生的可能性;若 $N < 6$,

则表明 VaR 模型的估计过于保守。

可以很容易地推断出,如果将区间端点用 N/T 来表示,则区间随着 T 的增大而变小。比如,对于概率水平 p 为 0.05,当 $T=255$ 时,区间为 $(6/255, 21/255) = (0.024, 0.082)$,而当 $T=1000$ 时,区间为 $(37/1000, 65/1000) = (0.037, 0.065)$,区间长度由 0.058 缩小到了 0.028。这就意味着随着样本数据的增多,接受区间相应变小,从而更易拒绝原模型。

不足之处是,对于小概率水平表 8.2 就较难确定是否存在损失的偏离。例如,假定概率水平 p 为 0.01, $T=255$,在 95%的置信度下接受区间为 $N < 7$ 。这样如果 N 比较小时就不能确定是否属于异常情况,还是系统过度估计了风险。从直观上讲, p 值小也就是所对应事件的发生概率就小,因而发现系统偏离就越困难。因此有些银行习惯选择较大的 p 值,以更能观测到足够多的偏离来判断模型是否有效。

(二) 巴塞尔委员会给出的方法

巴塞尔委员会采用“内部模型+事后调整”的监管方法。所谓“内部模型”就是指各种金融机构有权根据自身所持有的金融资产的特点建立 VaR 的计算模型以确定各年度的 VaR 值,并向监管部门报告。监管部门据此设定金融机构所需的充足性资本保证金。“事后调整”是指每年年末监管部门就年初所报告的 VaR 数额进行实证性的检验,这种检验也是基于“失败率”的检验。

将实际发生的损失偏离天数 N 进行划分,不同的是它以 $T=250$,置信度为 99%为标准,将 N 划分为三个颜色区,如表 8.3 所示。内部模型落入哪一区域取决于在年中的交易日内的损失超过每日 VaR 估计值的次数,落入不同的区域相应采取不同的调整措施。

表 8.3

区 域	N	保证金系数
绿	0	3.00
	1	3.00
	2	3.00
	3	3.00
	4	3.00
黄	5	3.40
	6	3.50
	7	3.65
	8	3.75
	9	3.85
红	10 或更多	4.00

绿色区域指在 99% 的置信水平下,发生实际损失超过预测值的次数为 0~4 次,这时,监管者认为内部模型可以接受。此时金融机构的保证金系数为 3。

黄色区域指在 99% 的置信水平下,发生实际损失超过预测值的次数为 5~9 次,银行的保证金系数为一个大于 3 的数,也就是监管者提高了对该金融机构的保证金要求。

红色区域指在 99% 的置信水平下,发生实际损失超过预期值的次数为 10 次以上,这时,不仅将保证金系数提高到了 4,而且该金融机构不能再继续使用原有的内部模型来计算 VaR 值,必须改由监管部门采用标准的 VaR 方法来设定其 VaR 值。

第五节 VaR 的实证分析

一、方法及模型简介

(一) ARCH 模型

为了刻画预测误差的条件方差中可能存在的某种相关性,恩格尔(Engle)提出了自回归条件异方差模型。ARCH 模型的主要思想是:扰动项 u_t 的条件方差依赖于它前期值 u_{t-1} 的大小。ARCH(1)模型就是时刻 t 的 u_t 的条件方差(σ_t^2)依赖于时刻 $(t-1)$ 的扰动平方的大小,即依赖于 u_{t-1}^2 。具体地说,考虑 k 变量 ARCH(p)模型,其形式如下所示:

$$\text{均值方程: } y_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \cdots + \gamma_k x_{kt} + u_t$$

$$\text{扰动方程: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p u_{t-p}^2$$

其中, σ_t^2 是 u_t^2 的条件方差。在 ARCH(p)过程中,由于 u_t 是随机的,所以 u_t^2 不可能为负,所以对于 $\{u_t\}$ 的所有实现值,只有 $\text{Var}(u_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p u_{t-p}^2$ 是正的,该模型才是合理的。

(二) GARCH 模型

许多经济问题常常出现 u_t 的条件方差 σ_t^2 依赖于很多时刻之前的变化量(特别是在金融领域,采用日数据或周数据的应用更是如此)的现象。这就意味着必须顾及很多个参数,而这却很难精确地做到。ARCH 模型的实践难点就是:对于大多数的 p ,无限约束的估计常常会违背 α_i 都是非负的限定条件,而事实上恰恰需要这个限定来保证条件方差 σ_t^2 永远都是正数。因此,在这个模型的许多早期应用中,研究者会对 α_i 强加一个相当任意的递减时滞结构,以保证模型满足这些限定条件。但是考虑到 ARCH 的扰动方程式是 σ_t^2 的一个分布滞后模型,就可以用一个或两个 σ_t^2 的滞后值代替许多 u_t^2 的滞后值,这就是广义自回归条件异方差模型——GARCH 模型的基本思想。标准的

GARCH(q, p)的形式如下:

$$\text{均值方程: } y_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \cdots + \gamma_k x_{kt} + u_t$$

$$\text{扰动方程: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p u_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \cdots + \beta_q \sigma_{t-q}^2$$

并且为了保证 σ_t^2 大于 0, 所有参数都应为非负数。

二、实证分析

(一) 数据处理及初步分析

本案例选取自 2005 年 7 月 25 日央行调整原有的汇率机制改为实行浮动汇率制度, 不再单一紧盯美元。到 2009 年 5 月 27 日, 人民币对美元, 欧元, 日元和港币的每日外汇中间牌价数据(来自中国外汇管理局 <http://www.safe.gov.cn>)共计 $4 \times 940 = 3\,760$ 个数据。按照一般惯例, 对原始数据进行处理, 我们分别对美元(USD)、欧元(EUR)、日元(JPY)和港币(HKD)兑人民币(CNY)汇率构成的时间序列变量 y_t 取对数(用 $\ln y_t$ 表示), 然后再进行一阶差分: $r_t = \ln y_t - \ln y_{t-1}$, r_t 即代表相应外币兑人民币汇率的日收益率。经描述性统计分析, 该序列具有如下统计特征:

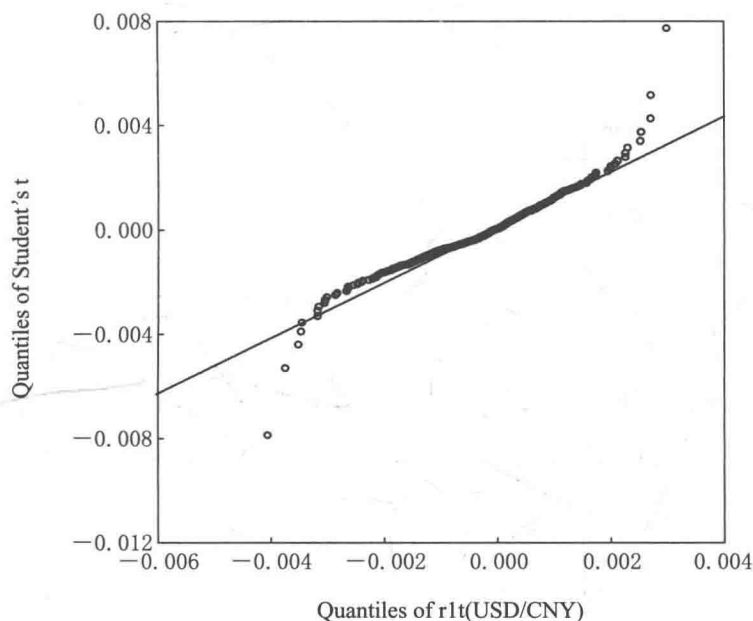
表 8.4 描述性统计

USD/CNY						
Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	Skewness	Kurtosis	Jarq-Bera
-0.018 3%	0.301 0%	-0.404 5%	0.085 7%	-0.586 1	5.594 0	317.026 5
EUR/CNY						
Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	Skewness	Kurtosis	Jarq-Bera
-0.005 1%	3.337 0%	-6.928 8%	0.689 1%	-0.830 0	15.938 4	6 657.419
JPY/CNY						
Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	Skewness	Kurtosis	Jarq-Bera
-0.001 8%	3.442 0%	-4.732 6%	0.726 8%	0.132 8	6.949 8	613.145 6
HKD/CNY						
Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	Skewness	Kurtosis	Jarq-Bera
-0.018 4%	0.369 1%	-0.507 1%	0.091 6%	-0.583 3	5.998 7	405.060 2

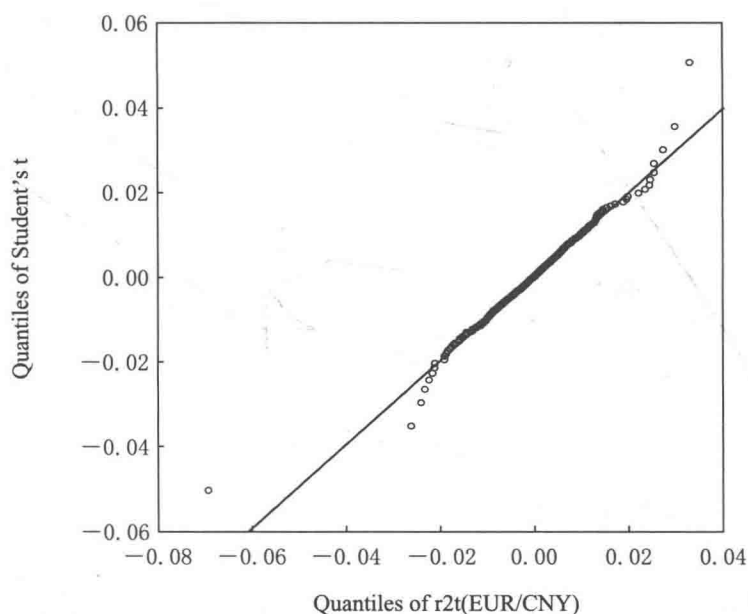
根据各个序列之间的描述性统计量可以看出, 美元和港币兑人民币是相对稳定的, 其日收益率的波动和均值都比较小, 而欧元和日元兑人民币波动较大。另一方面, 四个序列的峰度都显著大于 3, 且 Jarq-Bera 统计量都显著大于 11, 所以序列明显不服从于

正态分布,且呈现尖峰厚尾的特征,故用 T 分布来拟合四个序列,并用 QQ 图来检验。得出如图 8.1 所示。

根据 QQ 图所示,T 分布还是能很好地描述这 4 个收益率序列的,所以在以后的 GARCH 模型中,我们都以残差服从 T 分布的假设条件来建立 GARCH 模型。

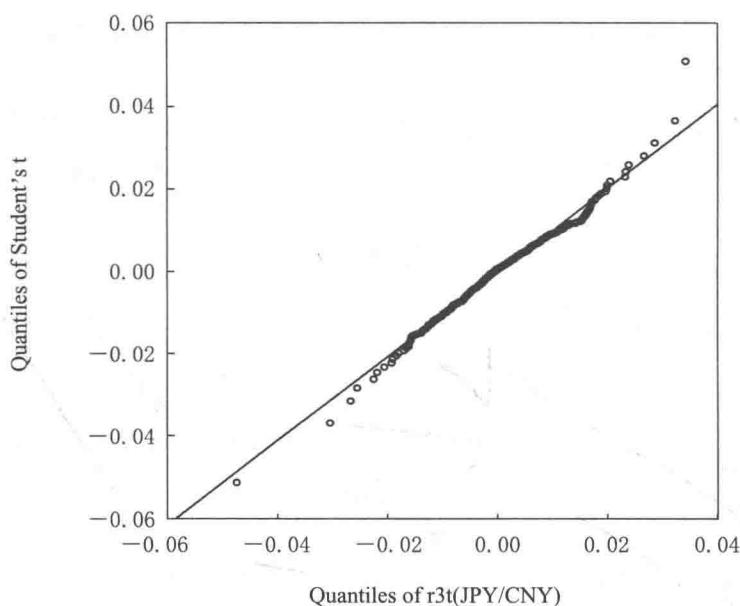


(1)

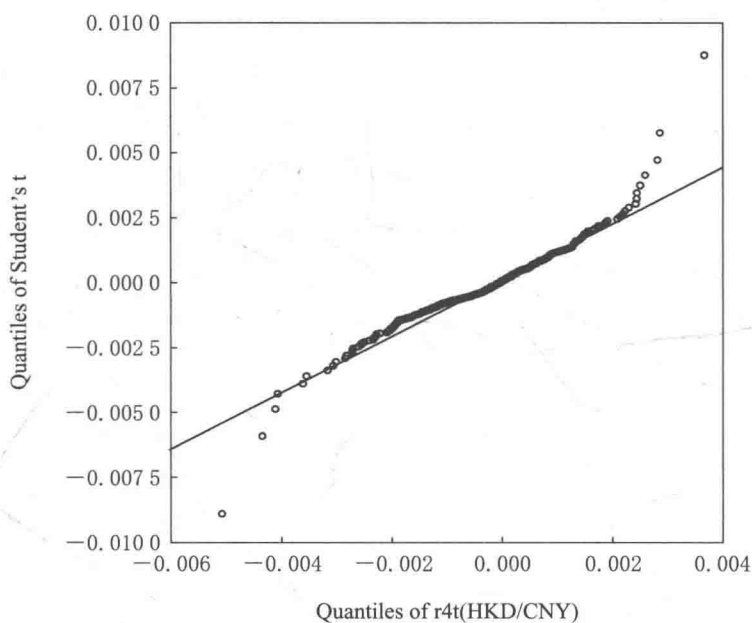


(2)

图 8.1 QQ 图



(3)



(4)

图 8.1 QQ 图(续)

(二) 序列的进一步分析

1. 平稳性检验

首先,对收益率 r_t 的平稳性进行检验,在这里采用单位根 ADF 检验。检验结果如表 8.5 所示(因为根据序列散点图可以得知,单位根检验的方程中只有常数项,不含趋势项,且变量的滞后阶数以 AIC 为标准,在此序列散点图略):

表 8.5 ADF 检验

USD/CNY	T-Statistics -4.468 275	1% Critical Value	-3.437 244
		5% Critical Value	-2.864 472
		10% Critical Value	-2.568 384
EUR/CNY	T-Statistics -29.560 42	1% Critical Value	-3.437 100
		5% Critical Value	-2.864 409
		10% Critical Value	-2.568 350
JPY/CNY	T-Statistics -6.565 896	1% Critical Value	-3.437 251
		5% Critical Value	-2.864 476
		10% Critical Value	-2.568 386
HKD/CNY	T-Statistics -5.754 724	1% Critical Value	-3.437 198
		5% Critical Value	-2.864 452
		10% Critical Value	-2.568 373

如输出结果所示,由于 ADF 值均小于任何显著性水平下的临界值,因此所有的 r_t 序列都可以认为是平稳的。

接下来进行残差序列的相关性检验。如 EViews 的输出结果所示,4 个收益率序列的杜宾-沃森检验(D-W 统计量)的值如表 8.6 所示:

表 8.6 D-W 统计量

USD/CNY	D-W Statistics	2.001 843
EUR/CNY	D-W Statistics	2.002 033
JPY/CNY	D-W Statistics	1.999 052
HKD/CNY	D-W Statistics	1.999 052

表 8.6 中的 D-W 统计量都约等于 2,所以可以认为 4 个序列的残差都不存在着序列相关性。

最后进一步检验方程是否存在异方差。从以往文献的结论中,可以了解到汇率的收益率序列一般都存在异方差,为不失一般性,我们对该序列进行 ARCH 效应检验。

本案例采用的是 ARCH-LM 检验,先对滞后 1 阶的收益率序列进行普通最小二乘估计,然后根据得出的残差序列进行 ARCH-LM 检验(其中滞后阶数为 3),检验结果如表 8.7 所示:

表 8.7 ARCH-LM 检验

USD/CNY	F-Statistic	28.272 90	P-value	0.000 0
	$T \times R^2$ -Statistic	78.077 15	P-value	0.000 0
EUR/CNY	F-Statistic	3.192 774	P-value	0.023 0
	$T \times R^2$ -Statistic	9.521 577	P-value	0.002 31

续 表

JPY/CNY	F-Statistic	37.272 90	P-value 0.000 0
	$T \times R^2$ -Statistic	100.924 4	P-value 0.000 0
HKD/CNY	F-Statistic	22.490 15	P-value 0.000 0
	$T \times R^2$ -Statistic	63.185 80	P-value 0.000 0

根据 ARCH-LM 检验的结果可知,在 95%的显著性水平下,4 个残差序列拒绝不存在 ARCH 效应的原假设,说明 4 种外汇兑人民币汇率的日收益率序列都存在着 ARCH 效应。

综上所述,4 种外汇兑人民币汇率的日收益率序列都为平稳序列,不存在序列相关性,但是都存在条件异方差,符合我们建立 GARCH 模型的条件。

2. GARCH 模型的建立

根据上文所叙述,4 个收益率序列都满足建立 GARCH 模型的条件,首先根据序列的偏自相关和自相关系数建立 $AR(p)$ 作为 GARCH 模型的均值方程,然后用 GARCH(1, 1)、GARCH(1, 2)、GARCH(2, 1)和 GARCH(2, 2)分别拟合扰动方程,其中残差分布假设是 T 分布,最后选择拟合最优的模型计算 VaR 值。

(1) USD/CNY 日收益率序列的 GARCH 模型。

根据该序列的偏自相关系数和自相关系数的截尾性,选择 $AR(2)$ 拟合均值方程,用 GARCH(1, 1)来拟合扰动方程,得出模型结果如下:

$$\text{均值方程: } r_{1t} = -6.12 \times 10^{-5} + 0.0106r_{1t-1} - 0.0528r_{1t-2} + \hat{u}_t$$

$$\text{扰动方程: } \hat{\sigma}_t = 1.40 \times 10^{-9} + 0.1163\hat{u}_{t-1} + 0.731\hat{\sigma}_{t-1}$$

$$s.e = 8.69 \times 10^{-5} \quad \text{LOG} = 5.537 \quad z = (4.9626)(49.2469)$$

$$AIC = -11.8036 \quad SC = -11.7674$$

然后再用 ARCH-LM 检验 GARCH(1, 1)模型是否消除了残差序列的 ARCH 效应,结果如表 8.8 所示:

表 8.8 ARCH-LM 检验 1

USD/CNY	F-Statistic	0.504 970	P-value 0.678 9
	$T \times R^2$ -Statistic	1.518 944	P-value 0.677 9

根据结果所示,在 95%显著性水平下接受原假设,所以 GARCH(1, 1)模型消除了残差序列的 ARCH 效应。

(2) EUR/CNY 日收益率序列的 GARCH 模型。

根据该序列的偏自相关系数和自相关系数的截尾性,选择 $AR(2)$ 拟合均值方程,用 GARCH(1, 1)来拟合扰动方程,得出模型结果如下:

$$\text{均值方程: } r_{2t} = 0.000111 - 0.0029r_{2t-1} - 0.0093r_{2t-2} + \hat{u}_t$$

$$\text{扰动方程: } \hat{\sigma}_t = 1.39 \times 10^{-9} + 0.0363 \hat{u}_{t-1} + 0.9610 \hat{\sigma}_{t-1}$$

$$s.e = 4.425 \times 10^{-2} \quad \text{LOG} = 3.546 \quad z = (3.7910)(88.99)$$

$$\text{AIC} = -7.5540 \quad \text{SC} = -7.5178$$

然后再用 ARCH-LM 检验 GARCH(1, 1)模型是否消除了残差序列的 ARCH 效应,结果如表 8.9 所示:

表 8.9 ARCH-LM 检验 2

EUR/CNY	F-Statistic	1.175 039	P-value 0.318 1
	$T \times R^2$ -Statistic	3.526 907	P-value 0.317 3

根据结果所示,在 95%显著性水平下接受原假设,所以 GARCH(1, 1)模型消除了残差序列的 ARCH 效应。

(3) JPY/CNY 日收益率序列的 GARCH 模型。

根据该序列的偏自相关系数和自相关系数的截尾性,选择 AR(2)拟合均值方程,用 GARCH(1, 1)来拟合扰动方程,得出模型结果如下:

$$\text{均值方程: } r_{3t} = -0.000492 + 0.0251r_{3t-1} - 0.0654r_{3t-2} + \hat{u}_t$$

$$\text{扰动方程: } \hat{\sigma}_t = 6.20 \times 10^{-7} + 0.0787 \hat{u}_{t-1} + 0.9128 \hat{\sigma}_{t-1}$$

$$s.e = 4.926 \times 10^{-2} \quad \text{LOG} = 3.417 \quad z = (4.3578)(45.26)$$

$$\text{AIC} = -7.2792 \quad \text{SC} = -7.2430$$

然后再用 ARCH-LM 检验 GARCH(1, 1)模型是否消除了残差序列的 ARCH 效应,结果如表 8.10 所示:

表 8.10 ARCH-LM 检验 3

JPY/CNY	F-Statistic	1.146 522	P-value 0.329 3
	$T \times R^2$ -Statistic	3.441 628	P-value 0.328 4

根据结果所示,在 95%显著性水平下接受原假设,所以 GARCH(1, 1)模型消除了残差序列的 ARCH 效应。

(4) HKD/CNY 日收益率序列的 GARCH 模型。

根据该序列的偏自相关系数和自相关系数的截尾性,选择 AR(3)拟合均值方程,用 GARCH(1, 1)来拟合扰动方程,得出模型结果如下:

$$\text{均值方程: } r_{4t} = -5.77 \times 10^{-9} + 0.0295r_{4t-1} - 0.0613r_{4t-2} + 0.0496r_{4t-3} + \hat{u}_t$$

$$\text{扰动方程: } \hat{\sigma}_t = 5.33 \times 10^{-9} + 0.1836 \hat{u}_{t-1} + 0.8388 \hat{\sigma}_{t-1}$$

$$s.e = 7.71 \times 10^{-4} \quad \text{LOG} = 5.454 \quad z = (5.3732)(33.54)$$

$$\text{AIC} = -11.6773 \quad \text{SC} = -11.5959$$

然后再用 ARCH-LM 看 GARCH(1, 1)模型是否消除了残差序列的 ARCH 效应,

结果如表 8.11 所示:

表 8.11 ARCH-LM 检验 4

JPY/CNY	F-Statistic	2.331 731	P-value 0.072 8
	$T \times R^2$ -Statistic	6.972 881	P-value 0.072 8

根据结果所示,在 95%显著性水平下接受原假设,所以 GARCH(1, 1)模型消除了残差序列的 ARCH 效应。

3. 基于 GARCH 模型的 VaR 计算

在了解了 4 个收益率的分布特征后,就可以根据实际获得的分布参数来计算 VaR 值。本案例采用基于 GARCH 模型下的 VaR 值计算,所以在获得 4 个 GARCH 模型和相关的参数后,计算各期的 VaR 值。

其中主要的步骤可以分为:

- (1) 估计 GARCH 模型的各个参数;
- (2) 根据 GARCH 模型计算出各期条件异方差,然后开方得到标准差;
- (3) 将计算得到的各期的条件标准差代入 $VaR = z_{\alpha}\sigma_p - \mu$ 中,得到绝对的 VaR,其中 z_{α} 为标准状态分布下的置信度对应的分位数, μ 为收益率的均值。

(1) USD/CNY 日收益率序列的 VaR 计算。

根据所得到的 GARCH 模型,由于均值方程是滞后二阶的,所以 2005 年 7 月 27 日的收益率为 $r_0 = 0.035\ 8\%$,其收益率的波动为 $\sigma_0 = 0.095\%$,然后根据具体的 GARCH 模型计算条件异方差。在此置信水平取 95%,以 $z_{\alpha} = 1.645$ 来计算 VaR 值,具体结果见图 8.2:

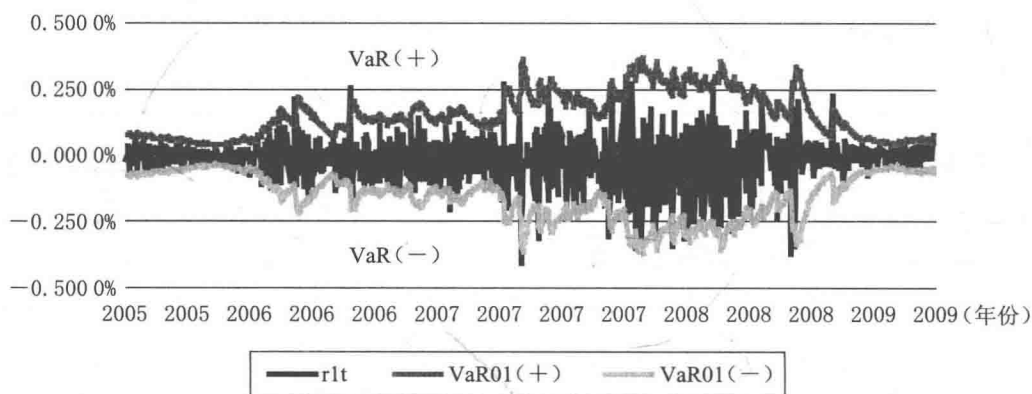


图 8.2 USD/CNY 日收益率序列

根据图 8.2 所示,所计算出的 VaR 值能很好地反映该日收益率序列的波动情况,然后以损失在 VaR 范围之内计为 0(即 VaR 成功度量到该风险),在范围之外计为 1(即 VaR 没能成功度量到该风险),根据该结果进行 VaR 的效果检验,检验结果在后文中给出。

(2) EUR/CNY 日收益率序列的 VaR 计算。

根据所得到的 GARCH 模型,由于均值方程是滞后二阶的,所以 2005 年 7 月 27 日的收益率为 $r_0 = 0.2849\%$,其收益率的波动为 $\sigma_0 = 0.6404\%$,然后根据具体的 GARCH 模型计算条件异方差。在此置信水平取 95%,以 $z_\alpha = 1.645$ 来计算 VaR 值,具体结果见图 8.3:

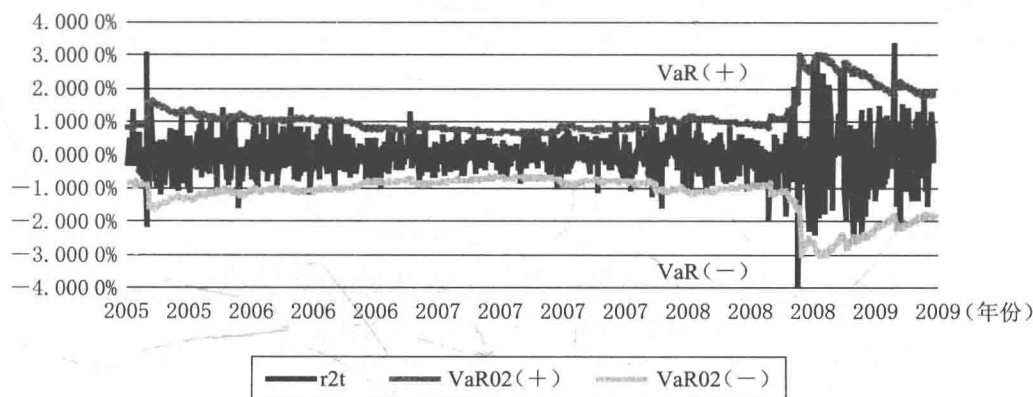


图 8.3 EUR/CNY 日收益率序列

根据图 8.3 所示,所计算出的 VaR 值能很好地反映该日收益率序列的波动情况,然后以损失在 VaR 范围之内计为 0(即 VaR 成功度量到该风险),在范围之外计为 1(即 VaR 没能成功度量到该风险),根据该结果进行 VaR 的效果检验,检验结果在后文中给出。

(3) JPY/CNY 日收益率序列的 VaR 计算。

根据所得到的 GARCH 模型,由于均值方程是滞后二阶的,所以以 2005 年 7 月 27 日的收益率为 $r_0 = 0.7504\%$,其收益率的波动为 $\sigma_0 = 0.7143\%$,然后根据具体的 GARCH 模型计算条件异方差。在此置信水平取 95%,以 $z_\alpha = 1.645$ 来计算 VaR 值,具体结果见图 8.4:

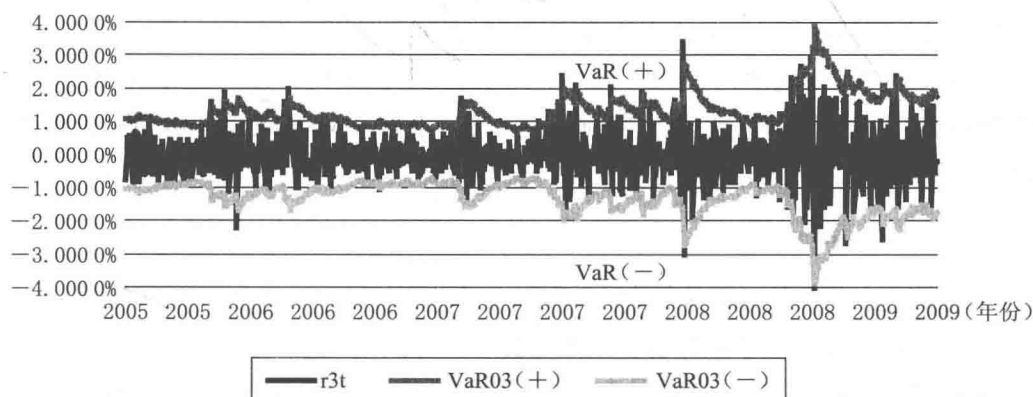


图 8.4 JPY/CNY 日收益率序列

根据图 8.4 所示,所计算出的 VaR 值能很好地反映该日收益率序列的波动情况,然后以损失在 VaR 范围之内计为 0(即 VaR 成功度量到该风险),在范围之外计为 1(即 VaR 没能成功度量到该风险),然后根据该结果进行 VaR 的效果检验,检验结果在后文中给出。

(4) HKD/CNY 日收益率序列的 VaR 计算。

根据所得到的 GARCH 模型,由于均值方程是滞后三阶的,所以以 2005 年 7 月 28 日的收益率为 $r_0 = -0.0096\%$,其收益率的波动为 $\sigma_0 = 0.0192\%$,然后根据具体的 GARCH 模型计算条件异方差。在本案例中,置信水平取 95%,以 $z_\alpha = 1.645$ 来计算 VaR 值,具体结果见图 8.5:

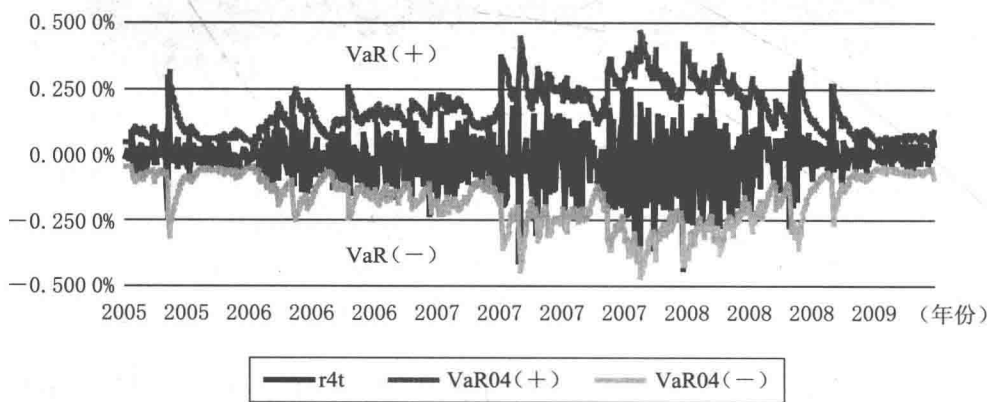


图 8.5 HKD/CNY 日收益率序列

根据图 8.5 所示,所计算出的 VaR 值能很好地反映该日收益率序列的波动情况,然后以损失在 VaR 范围之内计为 0(即 VaR 成功度量到该风险),在范围之外计为 1(即 VaR 没能成功度量到该风险),根据该结果进行 VaR 的效果检验,检验结果在后文中给出。

4. VaR 计算效果检验

VaR 的计算效果检验是指 VaR 值对风险(实际损失)的覆盖程度,本案例准备采用 Kupiec(1995)提出的失败频率检验法。当实际损失超过 VaR 时,计为一次失败事件;反之计为成功事件。理论上每次观察的失败时间服从概率为 $p^* = 1 - \alpha$ 的贝努里分布。若实际考察天数为 T ,失败天数为 N ,则失败率为 $p = N/T$ 。VaR 计算效果检验便可转化为失败频率的检验,通过判断 p 是否显著不等于 p^* 来检验 VaR 的计算效果。Kupiec 提出了似然比率检验(LR)判断 $p \leq p^*$ 。

$$LR = 2\ln[(1-p)^{T-N}p^N] - 2\ln[(1-p^*)^{T-N}p^{*N}]$$

在原假设为 $p = p^*$ 条件下,统计量 LR 服从 $\chi^2(1)$ 分布。

(1) USD/CNY 序列 VaR 计算效果检验。

根据前文所述,VaR 失败计 1 成功计 0,然后进行汇总,得出各个检验参数:考察天数 T 、失败天数 N 和失败频率 $p = N/T$ 。这里 $P^* = 0.05$ 汇总结果见表 8.12 所示。

表 8.12 VaR LR 检验 1

USD/CNY	LR-Statistics 4.785 1	失败天数	33
		考察天数	937
		失败频率	0.035 2
		95% Critical Chi-Squared(1)	3.841 5

根据结果所示: $LR = 4.7851 > \chi^2(1) = 3.8415$, 所以拒绝原假设, 认为 $p \neq p^*$, 又因为失败频率 $p = 0.0352 < p^* = 0.05$, 所以可以确定 $p < p^*$, 说明在 GARCH 模型基础下所计算的 VaR 在此收益率序列的风险度量上是十分成功的。

(2) EUR/CNY 序列 VaR 计算效果检验。

根据前文所述, VaR 失败计 1 成功计 0, 然后进行汇总, 得出各个检验参数: 考察天数 T ; 失败天数 N 和失败频率 $p = N/T$ 。在此 $P^* = 0.05$ 汇总结果见表 8.13 所示:

表 8.13 VaR LR 检验 2

EUR/CNY	LR-Statistics 20.453	失败天数	20
		考察天数	937
		失败频率	0.021 3
		95% Critical Chi-Squared(1)	3.841 5

根据结果所示: $LR = 20.453 > \chi^2(1) = 3.8415$, 所以拒绝原假设, 认为 $p \neq p^*$, 又因为失败频率 $p = 0.0213 < p^* = 0.05$, 所以可以确定 $p < p^*$, 说明在 GARCH 模型基础下所计算的 VaR 在此收益率序列的风险度量上是十分成功的。

(3) JPY/CNY 序列 VaR 计算效果检验。

根据前文所述, VaR 失败计 1 成功计 0, 然后进行汇总, 得出各个检验参数: 考察天数 T 、失败天数 N 和失败频率 $p = N/T$ 。在此 $P^* = 0.05$ 汇总结果见表 8.14:

表 8.14 VaR LR 检验 3

JPY/CNY	LR-Statistics 18.742	失败天数	21
		考察天数	937
		失败频率	0.022 4
		95% Critical Chi-Squared(1)	3.841 5

根据结果所示: $LR = 18.742 > \chi^2(1) = 3.8415$, 所以拒绝原假设, 认为 $p \neq p^*$, 又因为失败频率 $p = 0.0224 < p^* = 0.05$, 所以可以确定 $p < p^*$, 说明在 GARCH 模型基础下所计算的 VaR 在此收益率序列的风险度量上是十分成功的。

(4) HKD/CNY 序列 VaR 计算效果检验。

根据前文所述, VaR 失败计 1 成功计 0, 然后进行汇总, 得出各个检验参数: 考察天数 T 、失败天数 N 和失败频率 $p = N/T$ 。在此 $P^* = 0.05$ 汇总结果见表 8.15:

表 8.15 VaR LR 检验 4

HKD/CNY	LR-Statistics 3.418 5	失败天数	35
		考察天数	936
		失败频率	0.037 4
		95% Critical Chi-Squared(1)	3.841 5

根据结果所示: $LR = 3.418\ 5 < \chi^2(1) = 3.841\ 5$, 所以接受原假设, 认为 $p = p^* = 0.05$, 说明在 GARCH 模型基础下所计算的 VaR 在此收益率序列的风险度量上虽然没有上述三个收益率序列成功, 但整体还是符合预期效果的。

综上所述, 基于 GARCH 模型计算的 VaR 值的效果还是令人满意的, 都通过了 Kupiec 提出的似然比 LR 检验, 说明在人民币汇率的风险度量上该模型还是相当成功的, 在下文中将具体应用计算得出的 VaR 值来对我国境外投资所面临的风险和收益进行深入研究和分析。

(三) 境外投资可行性分析

1. VaR 值的研究分析

本案例对 4 个 GARCH 模型下所计算出的 4 个 VaR 序列进行描述性统计, 然后根据统计结果取适当的统计量如均值或中位数作为 $E(\text{VaR}_{\text{day}})$, 以此计算相应置信水平上日外汇收益率的最大风险值, 并根据公式 $\text{VaR}_{\text{year}} = E(\text{VaR}_{\text{day}}) \times \sqrt{T}$ 计算得出年外汇收益率的最大风险值, 这里 T 代表一年的平均工作日 (取 252 天)。在本案例中, 置信水平取 95%。通过 EVIEWS 对 VaR 值进行描述性统计, 计算结果如表 8.16 所示:

表 8.16 USD/CNY 的 VaR 值描述性统计

VaR Of USD/CNY						
Mean	Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	5%Quantile	Jarq-Bera
0.159 9%	0.142 7%	0.369 3%	0.035 1%	0.085 3%	0.308 0%	58.167
VaR Of EUR/CNY						
Mean	Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	5%Quantile	Jarq-Bera
1.195 1%	1.020 3%	3.023 7%	0.635 1%	0.576 6%	2.600 2%	551.97
VaR Of JPY/CNY						
Mean	Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	5%Quantile	Jarq-Bera
1.346 8%	1.205 0%	3.885 5%	0.720 1%	0.511 8%	2.424 4%	681.99
VaR Of HKD/CNY						
Mean	Mean	Maximum	Minimum	Std. Dev	5%Quantile	Jarq-Bera
0.170 1%	0.154 7%	0.463 4%	0.019 2%	0.091 2	0.342 3%	67.849

根据描述性统计的结果,可以看出4个VaR序列的Jarq-Bera统计量都显著大于临界值,所以可以得出结论,即VaR序列不服从于正态分布。由于VaR明显不服从于正态分布,所以选取均值和标准差得出置信区间显然是不合理的,这里使用非参数统计方法及选取中位数作为期望风险,即 $E(\text{VaR}_{\text{day}})$,并以此计算年期望风险 $E(\text{VaR}_{\text{year}})$,并以5%的中位数作为日外汇收益率的最大风险值 VaR_{day} ,并以此计算年外汇收益率的最大风险值 VaR_{year} ,计算结果见表8.17:

表 8.17 VaR 值计算结果

USD/CNY	VaR_{day}	0.308 0%	$E(\text{VaR}_{\text{day}})$	0.142 7%	VaR_{year}	2.265 3%
EUR/CNY	VaR_{day}	2.600 2%	$E(\text{VaR}_{\text{day}})$	1.195 1%	VaR_{year}	18.972%
JPY/CNY	VaR_{day}	2.424 4%	$E(\text{VaR}_{\text{day}})$	1.205 0%	VaR_{year}	19.129%
HKD/CNY	VaR_{day}	0.342 3%	$E(\text{VaR}_{\text{day}})$	0.154 7%	VaR_{year}	2.455 8%

2. 投资可行性分析

本案例具体分析了我国境外投资的可行性分析,因为在发达的资本市场,投资品种成千上万,其中主要包括国债、股市、期货、黄金、外汇和各类金融衍生品,而我们在此主要讨论风险较小的国债市场。我们以2009年6月10日的五个地区(分别为美国、欧元区、日本、中国香港和中国内地)的主要国债品种的收益率作为研究对象,对我国境外投资的可行性进行分析。表8.18是各地区不同债券的年收益率:

表 8.18 各地区国债年收益率

地 区	国债(年收益率,%)			
	1 天	3 个月	6 个月	1 年
美 国	0.268 7%	0.647 5%	1.266 2%	1.835 0%
欧 元 区	0.785 7%	1.283 2%	1.497 5%	1.685 6%
日 本	0.140 0%	0.496 2%	0.710 6%	0.886 2%
中国香港	0.550 0%	1.256 8%	1.481 2%	1.765 0%
中国内地	0.810 0%	1.710 0%	1.980 0%	2.250 0%

资料来源:数据摘自彭博社网站(<http://www.bloomberg.com/marketdata/bonds.html>)。

然后我们将上述收益率按照贴现方式贴现成为各自时间段的收益率的形式,结果见表8.19。

然后减去各债券时间段的VaR值作为各个债券的最大风险收益情况来评价各个债券,计算结果见表8.20。

表 8.19 各地区国债各自时间段收益率

地 区	国债(各自时间段,%)			
	1 天	3 个月	6 个月	1 年
美 国	0.001 06%	0.161 483%	0.631 109%	1.835 000%
欧 元 区	0.003 11%	0.319 268%	0.745 968%	1.685 600%
日 本	0.000 56%	0.123 820%	0.354 671%	0.886 200%
中国香港	0.000 20%	0.312 730%	0.737 878%	1.765 000%
中国内地	0.003 20%	0.424 786%	0.985 147%	2.250 000%

表 8.20 国债的 VaR 值

地 区	国债(VaR:%)			
	1 天	3 个月	6 个月	1 年
美 国	-0.306 94%	-0.971 163%	-0.970 695%	-0.430 3%
欧 元 区	-2.597 09%	-9.166 544%	-12.668 996%	-17.286 4%
日 本	-2.423 84%	-9.440 571%	-13.171 420%	-18.242 8%
中国香港	-0.342 10%	-0.915 163%	-0.998 625%	-0.690 8%
中国内地	0.003 20%	0.424 786%	0.985 147%	2.250 0%

根据各个债券的期望收益,可以得知,在如今的经济环境下,由于各国(地区)政府实行“定量宽松”的货币政策来压低国债的收益率,加上人民币升值的大背景条件,各国(地区)所有的债权相对于我国债券的收益率来讲毫无吸引力,因为其期望收益率都远低于我国债券的收益率。所以我国居民应该避免在以上境外债券市场投资。我国政府拥有巨大的外汇储备,如果购买自己发行的国债的话毫无意义,等于将自己左边口袋的钱拿到右边口袋,所以只能去境外市场投资,将上述结果排序得出结果见表 8.21 和表 8.22:

表 8.21

地 区	地 区 级 别			
	1 天	3 个月	6 个月	1 年
美 国	1	1	1	1
欧 元 区	4	3	3	3
日 本	3	4	4	4
中国香港	2	2	2	2

表 8.22

时 期	时 期 级 别			
	美 国	欧元区	日 本	中国香港
1 天	4	4	4	4
3 个月	3	3	3	3
6 个月	2	2	2	2
1 年	1	1	1	1

根据表 8.21 所示,由于美元兑人民币汇率 VaR 值最小,从而使美国债券对于我国政府来说最有吸引力,其次是中国香港、欧元区,最不理想的的就是日本国债。这是因为其他地区的债权风险较大,虽然期望收益要高于美国债券,但是从国家政府的角度讲,并不适合我国政府。

根据表 8.22 所示,从这 4 个不同时间段的债券来说,显然长期债券要优于短期债券,这是因为不仅长期债券的收益率要高于短期债券,且在较长时间段,由于汇率波动引起的 VaR 值也比短时期的要小,所以导致长期债券较短期债券更有优势。

本章小结

所谓金融市场风险管理,是指金融机构或工商企业在准确辨识和测量金融市场风险的基础上,根据其竞争优势及风险偏好,利用各种工具和技术对风险进行规避与防范、转移(对冲、保险)和保留(风险定价和风险资本金配置),为所面临的金融市场风险状况而采取的一系列管理行为。金融风险管理包括风险辨识、风险测量、风险控制,目的在于调整、改变金融机构或工商企业的风险状况。其中,风险测量是金融市场风险管理的基础和关键,即将风险的特性量化。

VaR 是指资产价值中暴露于风险中的部分,因此也可称为风险价值。VaR 计算的基本步骤包括:辨识市场因子,并将证券组合中的每一证券价值用市场因子表示(映射);推测市场因子未来某一时期(如一天)的变化情景;由市场因子未来情景估测证券组合的未来价值;求出损益分布,在给置信度下计算出 VaR 值。这里计算的关键有两个:其一是市场因子未来变化的推测;其二是证券组合价值与市场因子间的关系(线性、非线性)。以局部估值为基础的方法主要有简单 VaR 方法、Delta-Gamma 法等。以完全估值为基础的方法主要有历史模拟法、压力测试法、结构化蒙特卡罗法等。

事后检验方法,也称为“返回检查”,是最为常用的一种检验方法。通行的有两种检验法则,但其基本原理是一样的,就是通过“失败率”来检验。即:记录实际发生的损失,然后计算损失超过 VaR 的次数(或天数)的比例是否大于设定的显著性水平。

思考与练习

1. 简述 VaR 的定义并用统计学公式来表示其定义。
2. 简述 VaR 计算的基本步骤。
3. 简述 VaR 的主要应用。
4. VaR 的主要方法有哪些? 各方法有哪些不足? 优点有哪些?
5. W 为资产组合的期末价值, W 服从标准正态分布, 如果取置信水平 $c = 95\%$, 求乘数因子 z 和 VaR 值。
6. 设一资产组合在单位时间内的均值为 1, 标准差为 2, R 遵从正态分布, 即 R 服从均值为 1、方差为 2 的正态分布, $W_0 = 10$ 。又有置信区间为 95% 的临界值为 1.65。请采用方差—协方差法计算 VaR 值。
7. 假设某一资产组合由 A、B、C 三种资产组成, 三种资产分别占权重为 50%、25%、25%。在极端情况 S 下, 三种资产的收益率分别为 0%、10%、90%; 在极端情况 T 下, 三种资产的收益率分别为 20%、20%、60%。采用压力测试法计算 VaR 值(假设 S 和 T 出现的概率均为 0.5)。
8. 事后检验的基本原理是什么? 目前通用的检验方法主要有哪些?

金融高频数据

第一节 金融高频数据分析的现状与问题

一、金融高频数据及其特征分析

(一) 金融高频数据的定义

近年来,计算工具与计算方法的发展,极大地降低了数据记录和存储的成本,使得对大规模数据库的分析成为可能。所以,许多科学领域的数据都开始以越来越精细的时间刻度来收集,这样的数据被称为高频数据(high frequency data)。金融市场中,逐笔交易数据(transaction by transaction data)或逐秒记录数据(tick by tick data)就是高频数据的例子,值得注意的是,这里的时间通常是以“秒”来计量的,具体如 NYSE(New York Stock Exchange)的交易与报价数据库(trades and quotes)所记录的从 1992 年至今的 NYSE、NASDAQ 和 AMEX(American Exchange)的全部证券的日内交易和报价数据、Berkeley 期权数据库所提供的 1976 年 8 月至 1996 年 12 月的期权交易数据,以及美国外汇交易 HFDF93 数据库中德国马克一美元的现汇交易报价数据等,都是金融高频数据。

(二) 金融高频数据的主要特征

与传统的低频率观测数据(如周数据、月度数据等)相比,按照更短时间间隔所取得的金融高频数据呈现出了一些独有的特征,正是这些特征,诱发了人们对金融高频数据分析的日益浓厚的兴趣。以 NYSE 的交易数据为例,金融高频数据主要有以下四个特征:

一是数据的记录间隔不相等,因为市场上某只股票的交易并不一定以相同的时间间隔发生,这样所观测到的交易价格等变量的时间间隔就不相等。

二是所记录的价格数据是离散变量,如在 NYSE 中,某项资产的价格变动只以计量单位 tick size^① 的若干倍而发生,这样所记录的逐项交易价格就变成了一个离散取值的变量。

三是数据存在日内周期模式,在正常交易条件下,NYSE 的交易量往往在每一天的开盘时间和收盘时间附近较大,而在午饭时间左右较小,成了一个“U”型的模式,随之而来的,是交易与交易之间的时间间隔在一天内也呈现出了循环模式的特征。

四是多笔交易同时(甚至是以不同的价格)发生,这种现象部分归因于在每天交易量较大的时候,以秒来计量时间都成为一个太长的时间刻度了。

二、金融高频数据分析研究的现状

(一) 金融高频数据的研究意义

从金融高频数据产生至今,对金融高频数据的分析一直是金融研究领域中的一个备受瞩目的焦点。这可以归结为两个原因:一个是由于对金融高频数据本身所具有的特征值得关注。通常所指的交易数据,除了交易价格外,还包括与交易相连的询价和报价、交易数量、交易之间的时间间隔、相似资产的现价等等,因此,对于金融高频数据的分析,实质上是一个关于“以不同时间间隔观察到的、具有不规则强度、既有离散变量又有连续变量的”复杂多变量问题。这样如何从总体上来分析金融高频数据,又如何处理具体金融交易中高频数据的特殊性,便成为众多金融领域的从业者和研究者所面临的一个有趣而又富有挑战性的课题。

另一个是因为金融高频数据对理解市场的微观结构来说相当重要。对金融高频数据的逐步积累和了解,不仅转变了一些陈旧的研究理念,如以前认为短期的价格波动是不相关的噪音并且不值得去搜集,但现在我们知道高频数据中的这种波动恰恰包含着理解市场微观结构的重要信息;而且随着对金融高频数据统计特征认识的深化,也使先前一些关于如金融市场同类性、短期价格波动服从高斯随机游程的古典经济假定受到了质疑。不难看出,在探寻金融市场微观结构的过程中,需要对基础经济理论、研究方法和计量模型等进行不断的创新和完善,而金融高频数据及其分析的出现则正好为这些转变的实践提供了条件。

(二) 金融高频数据分析已涉及的主要领域

尽管人们对金融高频数据分析研究的历史并不长,但是目前的发展状况却着实令人鼓舞。众多学科的研究者对此都表现出了极大的兴趣,分别从各自不同的角度对金融高频数据进行了探索和研究。已有研究所涉及的内容之广令人无法一一穷尽,所以我们在此以金融高频数据研究的四个主要分支为脉络,有所侧重地阐述一些具有代表

^① 在 NYSE 中,1997 年 6 月 24 日以前,tick size 为 1/8 美元,2001 年 1 月 29 日之前为 1/16 美元。从 2001 年 1 月 29 日开始,所有 NYSE 和 AMEX 的股票都以十进制来交易。

性的研究内容。

第一个分支是关于金融高频数据库的研究。其中 Robert Wood 是创建研究市场微观机构(金融高频)数据库的先驱。在他的文章中,Wood(2000)不仅从对金融市场微观结构研究的初衷、对结构数据的基础检验、TAQ 数据库的组织形式和特征等角度对金融高频数据库的发展历程做了介绍,而且还讨论了金融高频数据量(如 NASDAQ 报价数据等)的快速增长趋势以及这种数据量的增长趋势在市场结构研究中的应用问题。这些内容对于了解金融高频数据库的组织结构、形式和数据特征来说都是非常必要的。

第二个分支是关于金融高频数据分析应用于对市场微观结构分析的研究。在这个领域中,最初的文献是关于日内(intra day)收益与波动性时间序列的模式的研究,如 Wood(1985), Harris(1986), Lockwood Linn(1990)以及 McNish(1993)等是最早一批对 NYSE 高频交易数据进行研究的人,而 Goodhart 和 Figliouli(1991)及 Guillaume(1994)等人则是最早对外汇市场的高频交易数据进行研究的先驱。此后,便陆续不断地有许多文章对日内金融市场数据的行为特征做了更深入的研究。从 Goodhart 和 O'Hara(1997)所做的有关研究文献纵览中可以看出,基于金融高频数据对市场微观结构所做的实证研究主要集中于以下几个方面:

- (1) 对金融市场交易数据观测时间间隔特征的研究;
- (2) 对交易数据如波动性、交易量与价格差额之间交互作用的研究;
- (3) 对价格差额的决定因素的研究;
- (4) 对金融高频数据的波动性及其记忆的研究;
- (5) 对促使价格变动的交易的研究;
- (6) 对收益、报价等交易数据中的自相关性以及收益、报价、交易与交易之间的横向相关关系的研究;
- (7) 对金融高频数据的季节性与非线性特征的研究;
- (8) 对金融市场的技术分析和市场效率的研究;
- (9) 对不同金融市场(如证券市场与衍生证券市场)之间联系的研究;等等。

最近几年,关于对市场微观结构的实证研究在深度和广度方面又有了新的进展,具体参见 Madhvan(2000), Stoll(2003)以及 Hasbrouck(2007)等等,其中尤其以对股票市场高频数据的分析最具代表性。主要有用高频交易数据对不同交易系统(如 NYSE 的公开喊价系统与 NASDAQ 的计算机交易系统)在价格发现中的效率进行比较;用高频交易数据对某一个特殊股票的报价与询价的动态性进行研究(如 Hasbrouck, 1999; Zhang, Russell and Tsay, 2001);在一个订单驱动的股票市场(如台湾股票市场)中,高频交易数据被用于研究订单的动态性以及回答“是谁提供了市场的流动性”问题。此外还有 Hol 和 Koopman(2002)用 S&P500 的高频数据对股票指数的波动性进行了预测研究;Bollerslev 和 Zhang(2003)将股票市场的高频交易数据应用于对因素定价模型(factor pricing models)中系统风险因素的计量和建模,对单个资产的积分波动率进行

估计:Andersen 和 Bollerslev(2003)首先提出已实现波动率(“RV”, Realized Volatility)作为积分波动率的一个估计,Zhang, Mykland & Ait-Sahalia(2005)给出的偏差校正两比率(two scales)已实现波动率法估计(TSRV), Fan & Wang(2007)“WRV”(wavelet realized volatility), Xiu D. (2010)的“QMLE”(quasi-maximum likelihood estimation)方法;而针对多个资产建立积分波动率估计方法的研究主要有:Hayashi & Yoshida(2005)和 Zhang(2011)基于不重叠区间“PT”(previous ticks)方法提出估计量资产的积分波动率矩阵方法,Wang & Zou(2010)使用高频数据在稀疏性的条件下首次提出了高维积分波动率矩阵的相合估计(“ARVM”, averaging realized volatility matrix), Tao & Wang(2013)提出了另一个高频金融数据积分波动率矩阵的相合估计(“MSRVM”, multiscale realized volatility matrix)等一系列相关研究。

第三个分支是关于金融高频数据分析中所使用的计量模型的研究。随着金融高频数据的不断增加,如何使用模型来恰当地描述这些数据就成为一个重要的问题。从计量经济学角度来看,金融高频数据的一个最显著特征是观测值以变动的、随机的时间间隔取得。该特征隐含着对我们所熟悉的、固定的、等值的时间间隔数据的偏离,也意味着原有的一些深受喜爱的模型,如关于波动性研究的 GARCH 模型、SV 模型等将不再适用。与以往大多数的理论模型不同^①,近来计量模型研究的核心内容是交易间隔(intra trade duration)与交易特征值,如收益、报价价差、交易量等之间的 Granger 因果关系。这些模型可以分为两大类:一类是关于交易间隔的模型,它们认为较长的时间间隔意味着缺少交易活动,也代表着一个没有新信息产生的时期,因此时间间隔行为的动态性中含有关于日内市场活动的有用信息。基于这种观念,Russell 和 Engle(1998)使用了与分析波动性的 ARCH 模型相似的概念,提出了一个 ACD(autoregressive conditional duration)模型来描述(交易活跃的)股票交易间隔的发展过程。随后,Zhang、Russell 和 Tsay(2001)对 ACD 模型做了扩展,用于分析金融高频数据中的非线性和结构性间隙问题。Femades 和 Gramming(2006)提出了一族增广的 ACD 模型,AACD 模型,AACD 模型对条件久期过程提供更灵活的函数形式,在不同的情况下也包含更多的 ACD 模型。Meitz 和 Terasvirta(2006)提出了 STCAD 模型(smooth transition),模型的思想从 GRACH 模型中得到。

另一类是关于交易间隔对交易价格变化的影响的模型,被研究对象的离散性和研究者对于“无变化”的关注,使得对日内价格变化的建模变得困难了。Campbell、Lo 和 MacKinlay(1997)曾对相关文献中所提及的若干计量模型进行了讨论,其中有两个在选择解释变量方面具有优势的模型值得关注。一个是 Hausman、Lo 和 MacKinlay(1992)使用的规则概率模型(ordered probit model),它将交易的间隔作为一个影响逐秒价格变动概率的回归量,但是这个模型有其他的一些缺陷;第二个是 Rydberg 和

① 它们通常认为交易之间的时间间隔不会影响随后的交易价格和市场均衡。

Shephard(1998)及 MacKinlay 和 Tsay(2000)的分解模型(decomposition model),作为一种替代方法,它将价格的变动分解为价格变动指数、价格运动方向和价格变动幅度(如果有价格变化)三个部分进行研究;这两个模型的主要区别是后者不需要对价格变化幅度做任何划分。相关的研究还有 Ghysels 和 Jasiak(1998)使用了一个关于不定期取值的金融数据的 ACD-GARCH 模型,发现在交易间隔的时间序列与收益波动的时间序列的变动中存在因果关系,尤其是日内交易间隔会对收益波动中的意外事件有所反应。

第四个分支是关于金融高频数据统计特征的研究。在讨论金融高频数据如何应用的同时,对数据本身的统计特征也不能忽视。因为统计特征不仅是认识数据的基本依据,也是正确使用数据的首要前提。早期的研究表明,与低频金融数据(如月度数据)服从高斯分布的特征不同,金融高频数据是不稳定的,在较短期间内有着增长性的拖尾趋势(heavy tailed),并且数值具有离散性的特点。相比较而言,近期对金融高频数据的统计分析则更为深入和具体。如 Jacquier、Polson 和 Rossi(1994, 1995)的研究发现, S&P500 指数的日收益数据具有非正态性; Jobson 和 Korkie(1980)的研究表明,在决定最优证券组合的输入变量的均值一方差模型中,方差一协方差/期望收益与最优组合的权重之间的映射是高度非线性的; Chopra 和 Ziemba(1993)对同样问题所做的研究指出,期望收益的估计误差所带来的危害通常是方差估计中同样误差的 10 倍,是协方差估计中同样误差的 100 倍。在这些研究的基础上, Nich Polson 和 Bernard Tew(2000)基于 S&P500 指数的数据建立了可变参数的证券组合框架,描述了对收益的多变量分布进行建模的几种方法,其中不仅利用了期望收益和方差一协方差矩阵的先验信息,并且在使用日收益数据进行估计时,给出了单个证券收益估计的上限和下限。还有 Thomas 和 Patnaik(2002)的研究,他们用 VR(variance ratio)检验对印度证券市场的证券价格之间的连续相关性做了分析,得出了在以 5 分钟为间隔的高频率数据基础上,所有股票都显示出了均值回归(mean reversion)趋势的结论。

三、金融高频数据分析中的主要问题

金融高频数据的特征虽然为认识市场微观结构提供了更为详细的信息,但也给相关的实证研究带来了前所未有的问题。目前,理论界虽然对这些问题有了一定的探讨并且提出了若干建议性的对策方案,但离问题的真正解决还相差甚远。因此在未来的研究中,这仍然是一个值得关注的问题。总的来看,金融高频数据的分析中所遇到的问题大致可以归纳为如下三类。

(一) 数据问题

1. 不准确的时间(inaccurate times)

对每日数据来说,数据库中对每个观测值(如每日收盘价格)所记录的日历时间通常是准确的。相反,日内交易的记录时间却往往是不准确的。比如在一个采用公开喊价交易机制的金融市场中,交易数据要等到交易者的交易卡片进入计算机系统以后才

做时间标记,这当中则可能会有几个小时的时滞。对金融高频数据来说,交易之间的间隔比较短,这种不准确性往往会造成交易或报价被记录到一个错误的间隔中,或者交易或者报价的时间序列不正确等问题。

2. 不正确的交易量(inaccurate volumes)

同样地,在采用公开喊价交易机制的金融市场中由于单笔交易量较难观察到,在对其所建立的金融高频数据中,往往采用对单笔交易估计而非精确的交易量,从而就意味着用这些数据所做的研究是不可靠的。

3. 失时效的价格(stale prices)

实证研究通常需要现价时间序列,但除非价格形成过程是连续的,否则就无法得到这样的时间序列,而需要使用失时效的价格作为替代。所谓失时效的价格,指的是一段之前发生的交易价格。比如说,要得到一个按固定间隔(如每 15 分钟)观察的价格序列,因为在这样短的一段时间内也许不会有交易或报价出现,所以就只能用最近的价格作为替代。可是如果将这样的数据视为固定间隔取值数据的话,就会引起各种各样的偏差。比如,如果把不等间隔的数据视为等间隔的数据的话,就会高估后者的方差,并且收益的时间序列会表现出自相关性。

4. 缺省值(missing value)

用来计算收益的价格必须来自单独的交易或报价,在这里如何处理缺省值问题非常重要,因为它将影响作为结果的时间序列的统计特征。在每月或者每周数据中几乎不可能出现缺省值问题,而且对大多数金融证券来说通常每天至少会有一个交易(或报价),所以每日数据一般也不会遇到这个问题。然而,在金融高频数据中(如时间间隔缩短为 1 分钟)缺省值却会时常发生,并且成为影响相关研究的一个实质性的问题。

(二) 日内数据带来的市场微观结构的影响

1. 离散性(discreteness)

价格的离散性在取值范围很大的低频样本中不是个重要问题,因为它可以用一个连续过程作为很好的近似。但是对日内价格运动来说,离散性却是个严重问题,因为它可能一共只有五六个观测值。缺少连续性暗示了按照连续间隔状态所建立的模型不能很好地代表数据,并且会导致一系列的统计问题,如有限依赖变量、拒绝随机性检验(因为它可能会带来微弱的负自相关)、增大估计的方差、带来价格变动分布中的峰度问题,等等。

2. 季节性(seasonalities)

有关的实证研究已表明,在很多金融市场中都存在交易量、收益波动性、询报价差额的 U 型趋势和收益中的日内模式及自相关关系。由于这些现象会导致周末效应的消失、高估信息对收益波动性的影响以及会隐藏高频数据中的 ARCH 效应等,所以,对它们进行控制是相当重要的。

3. 询报价反弹(bid ask bounce)

在低频数据中询报价差额对收益计算的影响很小。可是研究表明,在高频数据中,

它却会造成收益中的负自相关关系。询价价差是一个交易成本,它不仅会给基于套利的定价关系带来噪音,造成算术收益和收益方差的高估;而且还会影响价格时间序列的动态性、价格逆转与延续性检验的效力及增加收益的波动性。

(三) 统计与计量问题

1. 缺少正态性(lack of normality)

根据中心极限定理所推出的“金融市场的收益数据服从正态分布”的结论是有争议的。对于对数形式的收益来说,每个月的对数收益值等于这个月中每分钟收益值的总和,因而每月收益数据趋于正态分布。但是当交易间隔变得比较短时,正态分布的论点就失去了效力。有实证研究表明,随着交易间隔越来越短,收益的分布也会越来越偏离正态。非正态性之所以重要,不仅因为它会令很多标准统计检验失效,而且它也是建立一些模型如 Black-Scholes 期权定价模型和进行风险价值分析的重要基础。

2. ARCH 效应

众所周知,在每日或更低频的收益数据中存在 ARCH 效应。关于波动性的建模和预测对金融工具的定价是很重要的。如对期权来说,Engle 和 Bollerslev 的 ARCH 模型就是对波动一致性进行估计的成熟方法。但是研究发现,金融高频数据中的波动一致性远远低于低频数据。如 Andersen 和 Bollerslev 用 1992~1993 年外汇现货交易中 US\$ DM 的收益数据所作的研究表明,当交易间隔缩短为 90 分钟时,用 GARCH(1, 1)模型所估计的波动一致性就消失了。

四、金融高频数据分析研究的展望及对我国应用的启示

目前,对金融高频数据的研究方兴未艾,在为已取得成果而感到欣喜的同时,应当看到这些新数据所提出的问题远比它们所解决的问题多。比如说,关于驱动市场和资产价格行为的基本原理还没有解释清楚;对金融高频数据统计特性的认识还不够深入;价格和收益的波动性特征还是一个极大的困扰;还缺少能够对日内交易数据的离散性及季节性进行恰当描述的计量模型;还没有对交易数据之间、交易市场之间的相互关系得出确定性结论;实证分析中还有若干等待探讨的数据问题、统计问题和计量问题;等等。当然,同任何新生事物的发展一样,关于金融高频数据的研究还有很长的路要走,但前景是光明的。

高频数据分析与市场微观结构理论是紧密联系在一起的。证券市场微观结构即证券市场的交易机制,是指证券交易价格形成与发现的过程与运作机制。市场微观结构的核心是价格发现功能,后者也是整个证券交易市场最核心的环节。市场微观结构理论主要包括两大类内容:一是关于价格发现的模型及其实证研究;二是关于市场结构与设计方面的理论研究与经济研究。证券流通市场的微观结构将影响市场价格波动、流动性以及潜在的投资者数量和交易量。这正是市场微观结构的意义所在。而高频数据分析是理解市场微观结构极为有效的手段。随着我国证券市场的改革步伐的不断加

快,证券市场的微观结构正面临着重大而深刻的变革,随着市场微观结构理论研究的深入,尤其是对中国证券市场高频数据的实证研究,无疑将为我国证券市场微观结构的改革提供有益的指导。通过对证券高频数据的分析,积极探索我国证券市场交易机制改进之道,有利于提高我国证券市场的竞争力和国际竞争地位。

如前所述,金融高频数据的取得及相关研究的进展,为更好地理解金融市场的微观结构开辟了一条新的途径。可以预期,国外学者的相关研究结论必将对我国金融市场的发展具有积极的借鉴意义。因此,有必要尽快开展对我国金融高频数据的分析工作。从国外的研究经验来看,以下问题应当是我们未来研究的重点:

(1) 分析我国证券市场高频数据的形态特征,并与国际成熟市场高频数据的形态特征做出比较,利用我国证券市场的历史高频数据,对相关理论模型进行检验,研究日内价格模式的异同等。

(2) 利用高频数据分析市场价格波动、流动性以及潜在的投资者数量和交易量,以便更好地研究我国证券市场的微观结构。

(3) 探寻支配市场交易行为的机制,分析我国金融市场交易规则对市场的影响,进行科学的市场机制设计;了解市场运行的基本规律,制定科学的市场监管制度来指导金融市场有效、稳定的运行。

(4) 掌握价格变动的规律并用适当的模型进行拟合,为进行价格预测及相关决策活动提供可靠信息,同时也可以用于遏制市场的不良投机行为,增强我国金融市场防范风险的能力。

(5) 以金融高频数据为基础改进现有的资产定价模型,实现对资产的合理定价并促进我国衍生金融产品市场的形成,从而完善我国的金融市场体系,为投资者提供更多规避风险的金融工具。

金融高频数据分析除了可在我国证券市场应用外,还可用于我国外汇市场和期货市场等。作为一种先进的数据分析工具,高频数据分析将被我国的理论工作者以及金融市场的管理者和投资者所接受。

第二节 我国证券市场高频数据的分布特性

统计特征不仅是认识数据的基本依据,也是正确使用数据的首要前提。与传统的低频率数据(如每日收盘价、周数据、月度数据等)相比,按照更短时间间隔所取得的高频数据呈现出了一些独有的特征。除了数据采集时本身所具有的不等间隔、离散取值、同时交易等因素外,国外研究者通过对成熟市场的实证研究,对高频数据的统计特征已经有了明确的结论,主要有波动率日内 U 型走势、波动率具有日历性、价格序列具有极高的峰度、价格序列一阶负相关性,以及表现出宽尾、非正态和波动率聚集等 ARCH 特征。

一、我国证券市场日内收益的统计特征

选用上证指数(1A0001)、深圳成指(399001)1 分钟的交易数据以及中国石化(600028)每天的实时交易数据,交易日取 2003 年 10 月 8 日至 2004 年 4 月 23 日产生的每一笔详细的交易数据,每天交易的时间为:上午 9:30~11:30、下午 1:00~3:00,共 4 个小时,在交易数据中有交易时间、交易价格和交易量。

在研究日内高频股票交易数据时,需要特别关注交易的时间刻度,这里的交易时间是与选用数据的时间间隔密切相关的,例如,每分钟的数据与每 5 分钟的数据,或每 60 分钟的数据所包含的信息就有很大的差别,数据频率越低,信息的综合性就越强,而丢失的信息就越多。下面采用不同的时间频率来研究交易过程中的基本统计特征,可以发现一些有趣的现象。

从表 9.1 可以明显看出,随着取样间隔增加,收益的绝对值变大,其标准差也随之变大。然而,随着频率的增加,1 分钟数据的峰度远大于日数据峰度,这说明高频数据对于股票市场的刻画更为全面,异常值也较多。高频数据的尖峰厚尾性明显强于低频数据,这样的数据难以用正态分布来刻画。另外,我们对中国石化进行了更为详细的分析(见表 9.2 和图 9.1),很显然,中国石化收益的绝对值随着时间频率的由高到低不断增大,标准差随着时间频率的由高到低也不断变大,而偏度系数随着时间频率的由高到低除了中间有所反复外,整体呈现下降趋势,峰度系数随着时间频率的由高到低不断降低(除了 30 分钟数据外)。这表明随着时间频率的增高,股票收益的非正态性也越高。

表 9.1 不同频率收益率数据的统计特征

	频 率	mean	Std	Skew	Kurt	max	min
上证指数	日	0.136 36	1.234 98	0.359 64	2.953 50	3.323 43	-2.445 09
	1 分钟	0.000 58	0.045 71	10.890 79	818.316 30	3.222 73	-0.807 72
深圳成指	日	0.162 96	1.242 34	0.303 58	2.961 12	3.476 13	-2.753 87
	1 分钟	0.000 69	0.047 08	9.821 75	679.440 60	3.178 54	-0.585 16
中国石化	日	0.257 98	1.944 82	0.283 60	3.652 83	6.782 26	-4.652 00
	1 分钟	0.012 90	0.173 43	1.345 12	42.716 10	5.396 29	-1.869 21

表 9.2 中国石化日内收益数据的统计信息

	时 间 间 隔							
统计量	1 分钟	5 分钟	10 分钟	20 分钟	30 分钟	60 分钟	120 分钟	240 分钟
Mean	0.001 29	0.006 25	0.012 13	0.024 27	0.032 22	0.064 50	0.128 99	0.257 98
Max	5.396 29	5.396 29	5.396 29	4.803 99	5.396 29	4.879 01	5.908 89	6.782 26
Min	-1.869 21	-2.316 71	-4.019 68	-3.241 46	-6.792 13	-5.594 51	-3.278 98	-4.652 00
Std. Dev.	0.173 43	0.349 18	0.481 95	0.629 57	0.760 05	1.014 89	1.365 66	1.944 82
Skewness	1.345 12	1.065 32	0.720 69	0.562 72	0.264 88	0.310 80	0.746 33	0.283 60
Kurtosis	42.716 1	16.422 7	11.693 3	6.425 38	12.059 12	6.146 80	4.768 97	3.652 83

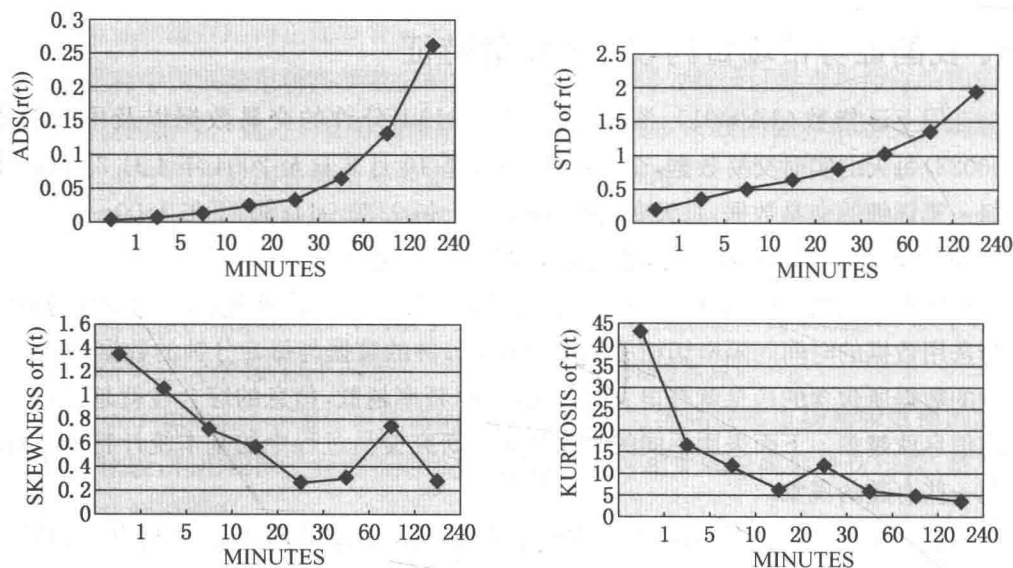


图 9.1 中国石化不同频率交易数据收益率的统计特征

另外,从表 9.3、表 9.4 可以看出,不管是指数还是个股,通过对不同频率收益序列自相关系数的计算发现,随着取样频率的增大,股票收益的序列相关趋于明显。日数据序列相关性比较小,1 分钟收益率序列相关系数较大。延迟阶数增大时,相应的自相关系数衰减很慢,显示出长记忆特性。

表 9.3 上证指数收益率的自相关系数

阶数	日 收 益				1 分钟收益			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0	0	3.00E-05	0.996	0.395	0.395	4 846.1	0
2	-0.021	-0.021	0.059 6	0.971	0.382	0.268	9 386.7	0
3	-0.019	-0.02	0.111 7	0.99	0.291	0.095	12 020	0
4	-0.009	-0.009	0.122	0.998	0.195	-0.014	13 208	0
5	-0.096	-0.097	1.410 6	0.923	0.072	-0.107	13 371	0
6	-0.173	-0.176	5.613 5	0.468	0.01	-0.077	13 373	0
7	0.177	0.176	10.033	0.187	-0.065	-0.077	13 503	0
8	0.178	0.18	14.569	0.068	-0.113	-0.061	13 897	0
9	0.026	0.026	14.67	0.1	-0.129	-0.025	14 414	0
10	-0.022	-0.032	14.742	0.142	-0.139	-0.018	15 015	0

表 9.4 中国石化收益率的自相关系数

阶数	日 收 益				1 分钟收益			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.07	0.07	0.762 9	0.382	-0.175	-0.175	921.16	0
2	-0.005	-0.01	0.766 7	0.682	0.059	0.03	1 027.8	0

续 表

阶数	日 收 益				1 分钟收益			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
3	-0.093	-0.092	2.134 4	0.545	0.04	0.058	1 077.3	0
4	-0.013	0	2.162 4	0.706	0.008	0.023	1 079.2	0
5	-0.019	-0.02	2.222 9	0.818	-0.008	-0.008	1 081	0
6	0.012	0.006	2.245 6	0.896	-0.023	-0.031	1 097.6	0
7	-0.057	-0.061	2.775 3	0.905	-0.022	-0.033	1 112.4	0
8	0.045	0.05	3.100 8	0.928	-0.034	-0.041	1 146.3	0
9	0.168	0.166	7.762 7	0.558	-0.033	-0.042	1 180	0
10	0.034	0	7.952 8	0.633	-0.024	-0.031	1 197.8	0

在股票交易日一天内平均来说股票收益波幅存在系统的周期特征,这被称之为日内效应。这里我们采用的是 Andersen 和 Bollerslev(1997)引入的数据处理方法:

$$r_t = \sum_{n=1}^N r_{t,n} = \frac{\sigma_t}{\sqrt{N}} \sum_{n=1}^N \rho_n Z_{t,n}$$

其中, r_t 为连续混合收益,它由 N 个不相关的日内收益 $r_{t,n}$ 计算得到,第 t 天波动率因子为 σ_t , ρ_n 是第 n 个收益区间上确定的周期因子, $Z_{t,n} \sim i. i. dN(0, 1)$, $Z_{t,n}$ 与 σ_t 相互独立。

如果没有日内效应,则对任何 n , $\rho_n = 1$, 日收益 $r_t = \frac{\sigma_t}{\sqrt{N}} \sum_{n=1}^N Z_{t,n}$, $\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{n=1}^N Z_{t,n} \sim i. i. dN(0, 1)$ 。为了估计收益的日内效应,我们选择非参数的平滑方法以分析日内效应情况,关于中国石化周一至周五每天的交易形态见图 9.2。从周一到周五都呈明显的日内特征,整体形态为 W 型,早晨开盘收益的波动幅度最大,并逐渐下降,下午收盘的波动幅度次之,中午收盘和下午开盘的收益波动幅度也较其他时段要高。

二、我国证券市场交易期间的统计特征

我们定义的交易期间分为两类:第一,价格期间,指价格累计变化 0.03 元以上的时间间隔;第二,成交量期间,指成交量累积变化至少达到 100 万股的时间间隔。交易时间每天包括上午 9:30~11:30、下午 1:00~3:00,隔夜以及休市时的时间间隔被剔除。

(一) 交易期间的统计特征

先来看中国石化价格期间和成交量期间的统计特征(图 9.3),中国石化累计价格变化 0.03 元,平均需要花费 14 分钟,尽管等待的中值仅 8.2 分钟。累积成交量达到

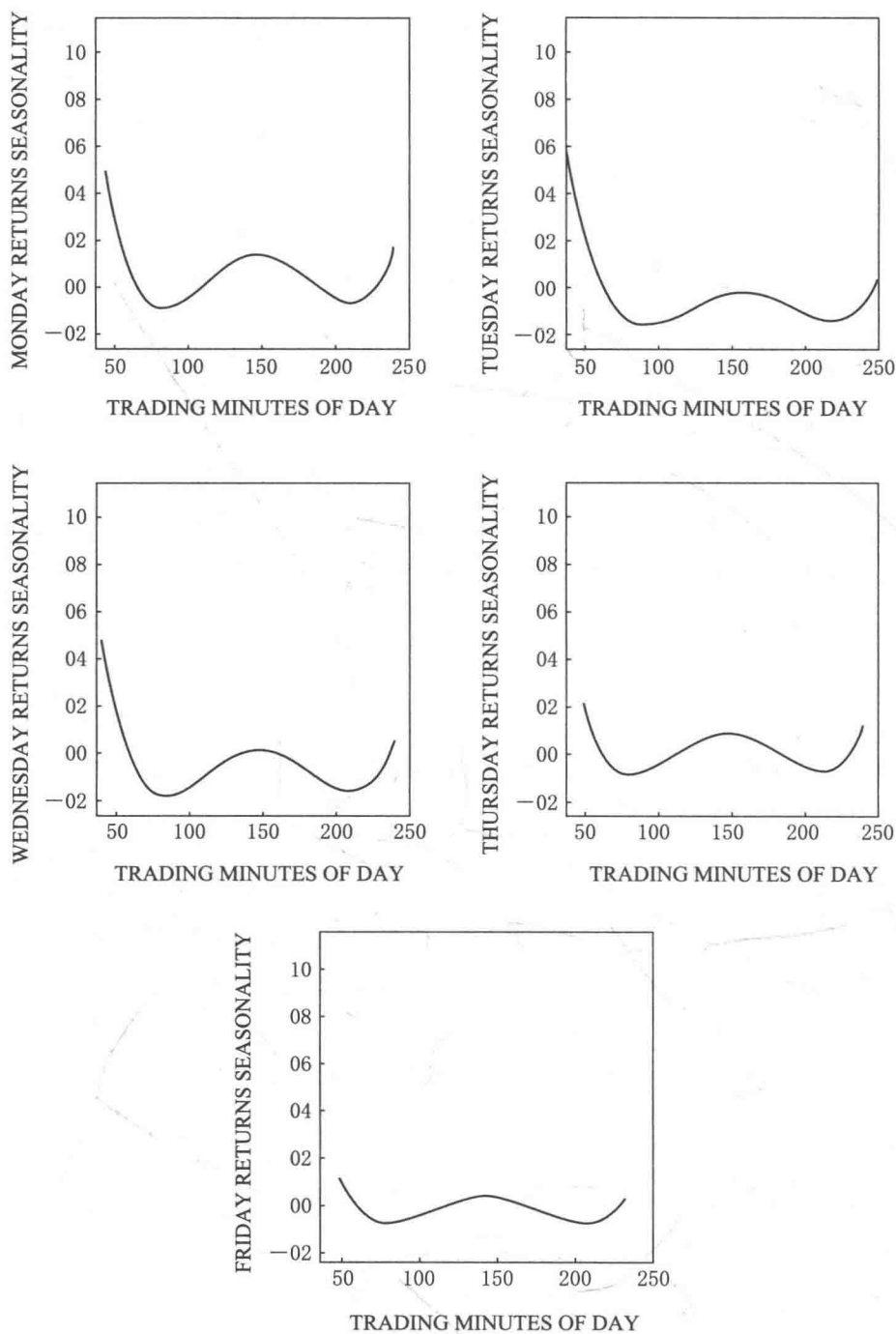


图 9.2 中国石化交易数据收益率的日内效应

100 万股,平均需要花费 4.2 分钟,等待的中值为 3.14 分钟。可见过度分散对价格期间和成交量期间是显著的。从表 9.5、表 9.6 的结果可以看出,中国石化价格期间和成交量期间存在一阶负自相关性。

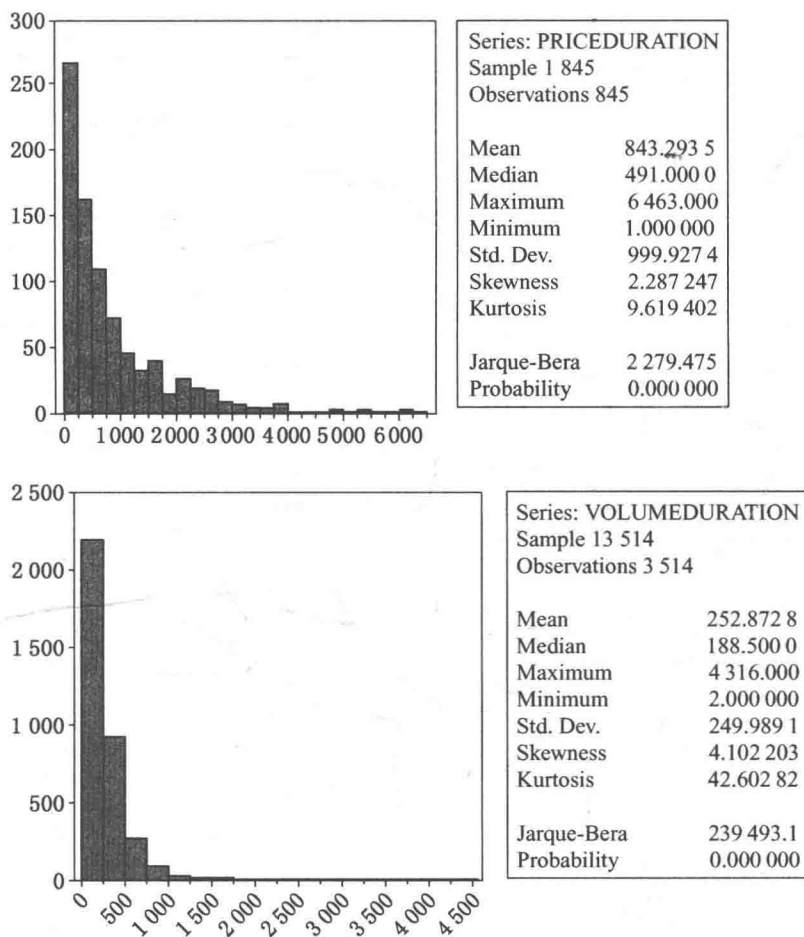


图 9.3 中国石化价格期间和成交量期间描述统计量

表 9.5 中国石化价格期间及其一阶差分的自相关和偏相关系数

阶数	价格期间				一阶差分			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.398	0.398	557.98	0	-0.468	-0.468	185.87	0
2	0.341	0.217	967.31	0	-0.041	-0.333	187.26	0
3	0.305	0.14	1 295	0	-0.015	-0.283	187.45	0
4	0.311	0.14	1 635.6	0	0.061	-0.16	190.65	0
5	0.251	0.044	1 856.9	0	-0.076	-0.207	195.56	0
6	0.243	0.057	2 065.4	0	0.047	-0.15	197.47	0
7	0.235	0.055	2 260.3	0	0.002	-0.115	197.47	0
8	0.202	0.013	2 403.6	0	-0.014	-0.114	197.63	0
9	0.216	0.057	2 568.2	0	-0.005	-0.108	197.66	0
10	0.224	0.061	2 745.2	0	0.008	-0.103	197.71	0

表 9.6 中国石化成交量期间及其一阶差分的自相关和偏相关系数

阶数	成交量期间				一阶差分			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.398	0.398	557.98	0	-0.453	-0.453	720.09	0
2	0.341	0.217	967.31	0	-0.018	-0.28	721.19	0
3	0.305	0.14	1 295	0	-0.035	-0.234	725.46	0
4	0.311	0.14	1 635.6	0	0.055	-0.116	736.14	0
5	0.251	0.044	1 856.9	0	-0.044	-0.119	742.96	0
6	0.243	0.057	2 065.4	0	0.001	-0.107	742.96	0
7	0.235	0.055	2 260.3	0	0.021	-0.06	744.54	0
8	0.202	0.013	2 403.6	0	-0.04	-0.098	750.16	0
9	0.216	0.057	2 568.2	0	0.005	-0.097	750.27	0
10	0.224	0.061	2 745.2	0	0.039	-0.034	755.66	0

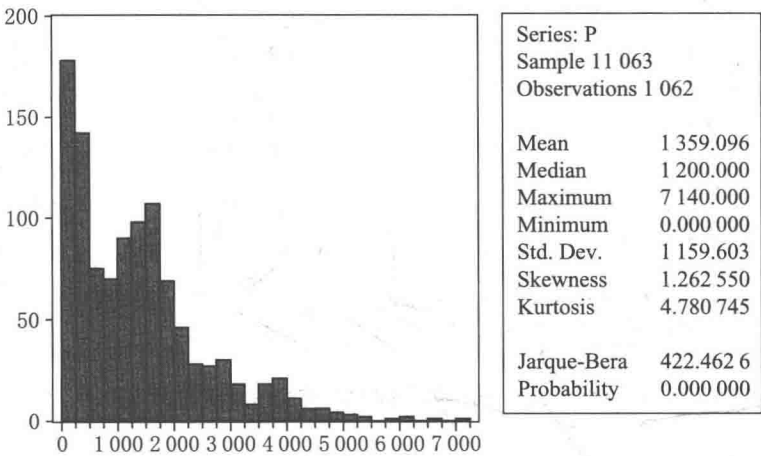


图 9.4 上证指数价格期间描述统计量

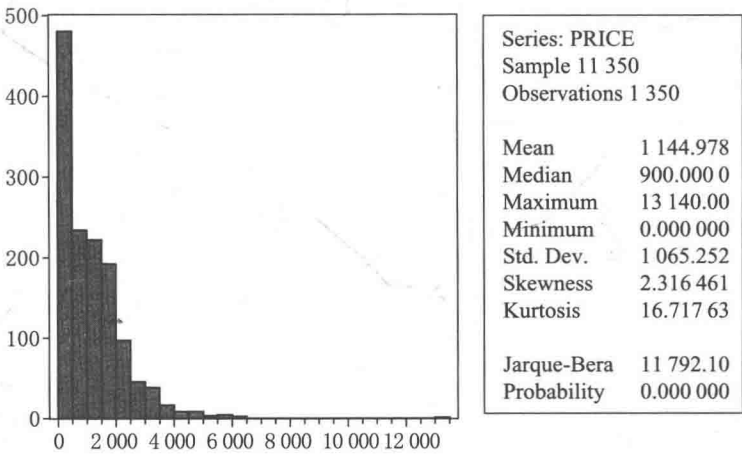


图 9.5 深圳成指价格期间描述统计量

下面进一步分析我国沪深两市综合指数的情况。对沪深两市指数从2003年10月8日至2004年4月23日的1分钟数据合计31 064个交易数据,我们更感兴趣两市指数波动到一定程度的情况,考虑每天上证指数、深圳成指分别变动5点和10点的情况,即1日内只要前后交易价格指数之差大于5点(上证指数)和10点(深圳成指),我们就认为一次交易事件发生,如此过滤后沪市还有1 063个交易数据,深市还有1 350个交易数据。从表9.7和表9.8可见,与上市公司一样,上证指数和深圳成指价格期间存在一阶负自相关性。

表 9.7 上证指数价格期间及其一阶差分的自相关和偏相关系数

阶数	价 格 期 间				一 阶 差 分			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.06	0.06	3.886 5	0.049	-0.505	-0.505	271.29	0
2	0.071	0.067	9.191 4	0.01	-0.009	-0.355	271.38	0
3	0.098	0.09	19.336	0	0.044	-0.218	273.44	0
4	0.042	0.027	21.184	0	-0.033	-0.185	274.63	0
5	0.049	0.034	23.747	0	-0.001	-0.164	274.63	0
6	0.058	0.042	27.347	0	0	-0.152	274.63	0
7	0.068	0.053	32.259	0	0.012	-0.119	274.79	0
8	0.055	0.036	35.481	0	0	-0.092	274.79	0
9	0.042	0.02	37.344	0	-0.009	-0.088	274.88	0
10	0.044	0.022	39.443	0	-0.016	-0.115	275.15	0

表 9.8 深圳成指价格期间及其一阶差分的自相关和偏相关系数

阶数	价 格 期 间				一 阶 差 分			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.052	0.052	3.607 8	0.058	-0.498	-0.498	334.83	0
2	0.05	0.047	6.996 2	0.03	0.01	-0.315	334.97	0
3	0.027	0.022	7.971 9	0.047	-0.034	-0.272	336.53	0
4	0.069	0.065	14.416	0.006	0.031	-0.198	337.81	0
5	0.052	0.044	18.09	0.003	0.004	-0.142	337.83	0
6	0.026	0.015	19.03	0.004	-0.039	-0.169	339.86	0
7	0.073	0.064	26.205	0	0.027	-0.139	340.86	0
8	0.066	0.053	32.116	0	-0.015	-0.144	341.18	0
9	0.091	0.075	43.368	0	0.021	-0.115	341.79	0
10	0.077	0.06	51.436	0	0.016	-0.056	342.15	0

(二) 消除日内效应后的数据特征

这里采用前面所述的数据处理方法。消除日内效应后的价格期间和成交量期间过度分散依然十分明显(图9.6)。同时,消除日内效应后的价格期间和成交量期间仍存

在一阶负自相关性(见表 9.9、表 9.10)。

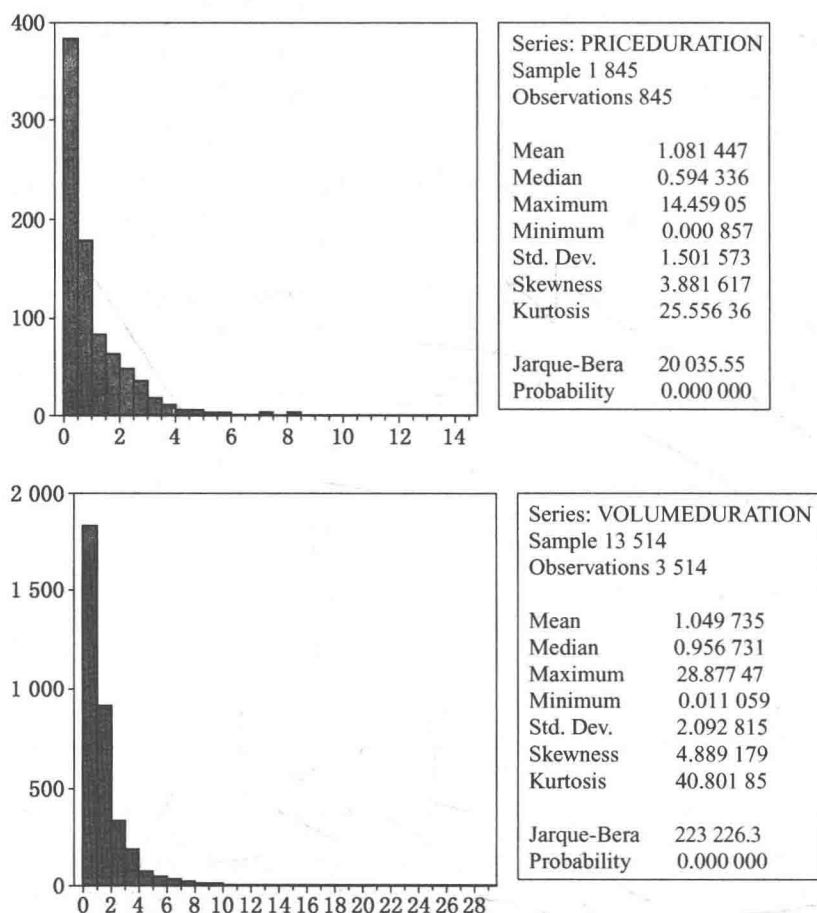


图 9.6 中国石化价格期间和成交量期间消除日内效应的描述统计量

表 9.9 中国石化价格期间消除日内效应及其一阶差分的自相关和偏相关系数

阶数	价 格 期 间				一 阶 差 分			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.227	0.227	43.525	0	-0.388	-0.388	127.37	0
2	0.053	0.002	45.917	0	-0.1	-0.295	135.83	0
3	0.034	0.023	46.904	0	-0.025	-0.244	136.37	0
4	0.054	0.044	49.404	0	0.039	-0.153	137.65	0
5	0.014	-0.009	49.578	0	-0.039	-0.169	138.95	0
6	0.035	0.033	50.617	0	0.018	-0.126	139.23	0
7	0.025	0.009	51.157	0	0.008	-0.097	139.28	0
8	0.005	-0.007	51.175	0	-0.02	-0.109	139.63	0
9	0.016	0.015	51.382	0	0.02	-0.071	139.95	0
10	-0.003	-0.014	51.391	0	-0.011	-0.076	140.06	0

表 9.10 中国石化成交量期间消除日内效应及其一阶差分的自相关和偏相关系数

阶数	成交量期间				一阶差分			
	AC	PAC	Q-Stat	Prob	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.588	0.588	1 215.3	0	-0.355	-0.355	444.03	0
2	0.469	0.188	1 987.7	0	-0.097	-0.256	477.41	0
3	0.43	0.151	2 637.1	0	-0.034	-0.207	481.52	0
4	0.419	0.134	3 254.5	0	0.062	-0.08	494.93	0
5	0.357	0.021	3 703.5	0	-0.056	-0.115	505.99	0
6	0.342	0.065	4 114.5	0	0.003	-0.087	506.01	0
7	0.324	0.043	4 484.3	0	0.029	-0.034	509.02	0
8	0.282	-0.007	4 765.1	0	-0.012	-0.04	509.55	0
9	0.251	0.001	4 986.8	0	-0.032	-0.063	513.11	0
10	0.245	0.027	5 199.1	0	0.016	-0.042	513.97	0

三、我国与国外成熟市场高频数据统计特征的比较

对一些成熟市场如美国市场的高频数据实证分析表明,国外金融高频数据除了具有一般的 ARCH 特征(如肥尾、非正态、波动率聚集等)外,还有如下一些其他主要特征。

(一) 国外成熟市场高频数据的特征

1. 波动率的日内 U 型走势

一般每日内的波动率都是开盘与收盘时高,中间交易时低。Wood 等人(1985)利用分钟数据发现这一点,Harris(1986)也证实的确存在这种现象,Admati 和 Pfleider(1988)从理论模型出发证明了这一现象的合理性。Jain 和 John(1988),Mcinish 和 Wood(1990, 1991a, 1992)分别实证了其他交易变量如交易频率、交易量、买卖价差等都具有这种 U 型走势。

2. 波动率的日历性

日历性是指周一到周五市场的波动率变化具有很强的“季节性”运动,比如基本都是一样的 U 型走势。Anderson 和 Bollerslev(1994)研究了日历性与波动率的持续性之间的关系,他们证明了如果将数据中的日历性剔除,则大大降低较低频率数据中的持续性。Anderson 和 Bollerslev(1995, 1998)进一步研究了日历性的主要影响因素,除了时间刻度、假日、午间休市等影响因素外,规律性的宏观经济信息发布也是重要的日历性的产生原因。

3. 价格序列的极高峰度

在较低频率的数据中,GARCH 模型是可以刻画一些峰度较大的数据特征的,但如果峰度达到了 100 以上,那 GARCH 模型就远远不能刻画了。Anderson 和 Bollerslev(1988)实证表明随着日内数据频率的增加,其数据的峰度也是随之增加的,到分钟数

据,峰度就已经到 100 以上了。

4. 价格序列的一阶负相关性

Goodhart 和 Figliuoli(1991), Mainish 和 Wood(1991b)实证了日内价格序列是具有负的一阶相关性的,特别在出现一些跳点的情况下,Bollerslev 和 Domowitz(1993)再次从买卖询价的数据中找到了这一特征。Low 和 Muthusamy(1996)用 5 分钟的频率数据验证序列的负相关性,并进一步证明了这种相关性具有非线性的特征。

(二) 我国金融高频数据与国外成熟市场的比较

通过前面对综合指数和上市公司日内价格、收益数据以及交易期间的基本统计分析,可以看出中国证券市场股票高频数据的基本特征与成熟市场高频数据特征基本相同,各序列表现出肥尾非正态分布的特征,而且具有较大的峰度,随着时间频率的增高,股票收益的非正态性也越高。各序列具有极强的自相关性,价格期间和成交量期间具有明显的过度分散特性,同时具有一阶负自相关性。这些现象即使在消除日内效应后依然存在,这和国外成熟市场相应的数据特征相符。

中国证券市场也存在明显的日内效应,不过更准确地说,中国证券市场日内效应表现出 W 型的形态特征,即早晨开盘收益的波动幅度最大,并逐渐下降,下午收盘的波动幅度次之,中午收盘和下午开盘的收益波动幅度也较其他时段要高。

第三节 高频数据的自回归条件 期间模型及其实证分析

金融市场的交易数据本来是在不规则时间期间的基础上产生的,然而经典的计量经济学建模的基础是以固定时间间隔划分交易数据的。对于金融市场上每几秒钟就会发生的股票交易,经济计量学家一个很自然的倾向就是把交易数据集合到固定的时间间隔上。如果选择一个较短的时间间隔,就会有很多间隔里不包含任何新的信息,而且异方差现象会产生;假如选择一个较长的时间间隔,那么数据中包含的微观结构特征将体现不出来,尤其是当许多交易被平均后,单个交易的特征和时序关系显现不出来。

对于股票市场来说,在开市和闭市附近交易频率高而其他时间内的交易频率却比较低。对于货币市场来说也有交易活跃与低迷的时期,更为令人迷惑的是,在通常交易不活跃的时期突然变得异常活跃了。这种现象可以归因于一些可观测到和不可观测到的事件,通常被考虑为一个随机过程。在这些情况下选择固定的时间间隔建模将是不正确的,它会给投资者很多错误的结论或者隐藏了很多有价值的地方。随后我们提出了固定时间间隔的替代方法,交易的发生时间被当作服从点过程的时间随机变量。与每次交易发生时间相关的随机变量被称作标记量(marks),例如,成交量、成交价格或者每次交易发生的时刻, s 与交易密度相关的是到下一个交易发生时等待时间的条件期望,ACD 模型是在交易时间的基础上建立但是却能够表达出交易之间的频率以及时

时间间隔的分布。ACD模型能够使用辅助的数据但却不是必需的,它仅仅是刻画一个时间序列的模型,该模型被应用于金融市场的交易数据。Admati 和 Pfleiderer(1988)^①,以及 Easley 和 O'Hara(1992)^②的研究表明交易的频率包含市场内外的信息,尤其是这些模型表明交易有聚簇性,交易的聚簇性表现在成熟市场股票的交易数据中。ACD模型还能够给检验密度函数是否受可观测的变量影响提供一个框架。

一、自回归条件期间模型

根据期间持续的条件密度能够很方便地确定 ACD 模型的形式。令 $x_i = t_i - t_{i-1}$ 是两个事件发生时间之间的间隔,称之为持续期间, x_i 的密度依赖于过去的 x 。令 ψ_i 为第 i 个期间持续的期望:

$$E(x_i | x_{i-1}, \dots, x_1) = \psi_i(x_{i-1}, \dots, x_1; \theta) \equiv \psi_i \quad (9-1)$$

ACD 模型中包含有(9-1)式中的参数以及假定:

$$x_i = \psi_i \epsilon_i \quad (9-2)$$

$\{\epsilon_i\} \sim i.i.d$ 并且 $E(\epsilon_i) = \mu$, $VAR(\epsilon_i) = \sigma$, 很自然地,这个模型被称为自回归条件期间 (autoregressive conditional duration, 即 ACD) 模型,因为模型中期间持续的条件期望以过去的期间持续为基础。从(9-1)式、(9-2)式可以得到 ACD 模型的许多不同的具体形式,它们因期间持续的期望和 ϵ 分布的不同而略有不同。为得到条件密度的一般表达式,令 p_0 为 ϵ 的密度函数, s_0 为其生存函数,然后定义:

$$\lambda_0 = \frac{p_0(t)}{s_0(t)} \quad (9-3)$$

为基本风险函数,这样 ACD 模型的条件密度可以表达为:

$$\lambda(t | N(t), t_1, \dots, t_{N(t)}) = \lambda_0 \left(\frac{t - t_{N(t)}}{\psi_{N(t)+1}} \right) \frac{1}{\psi_{N(t)+1}} \quad (9-4)$$

这样过去的事件能够通过多重的效果和基本风险函数的转换影响条件密度函数。最简单的 ACD 模型假设期间持续服从条件指数分布,这样基本风险函数是 1,条件密度是:

$$\lambda(t | x_{N(t)}, \dots, x_1) = \frac{1}{\psi_{N(t)+1}} \quad (9-5)$$

一个 m 维记忆的条件密度函数意味着只有最近的 m 个期间持续能够影响到条件

① Admati, A. R. and Pfleiderer, P., 1988, A theory of intraday patterns: volume and price variability, *Review of Financial Studies* 1, 3—40.

② Easley, D. and O'Hara, M., 1992, Time and the process of security price adjustment. *The Journal of Finance* 19.

期间持续,因此可能的形式是:

$$\psi_i = \omega + \sum_{j=1}^m \alpha_j x_{i-j} \quad (9-6)$$

一个更一般的模型是:

$$\psi_i = \omega + \sum_{j=1}^m \alpha_j x_{i-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j \psi_{i-j} \quad (9-7)$$

这个模型被称为 ACD(m, q), m 和 q 指的都是滞后的阶数。这个模型应用起来很方便,它可以根据期望计算不同的矩而不用管基本风险函数的形式。如: x_i 的条件均值是 ψ_i 条件期间持续,而非条件的均值是:

$$E(x_i) = \mu = \frac{\omega}{1 - \sum (\alpha_j + \beta_j)}$$

可以对公式两边同时做期望得到。最简单并且也是经常应用的模型应该是 EACD(1, 1)模型, E 代表误差是服从指数分布的:

$$\psi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \psi_{i-1}, \alpha, \beta \geq 0, \omega > 0, \forall i (i = 1, 2, \dots, N) \quad (9-8)$$

在这个模型中 x 的条件方差是 ψ_i^2 ,而非条件方差为:

$$\sigma^2 = \mu^2 \left(\frac{1 - \beta^2 - 2\alpha\beta}{1 - \beta^2 - 2\alpha\beta - 2\alpha^2} \right)$$

这样只要 $\alpha > 0$, 非条件标准离差就比均值大,在期间持续数据中表现出过度扩散。

二、ACD 模型的渐进特性

如果我们熟悉 ARCH 类模型,那么就会立即意识到它与条件方差模型的密切关系。ACD(1, 1)模型与 GARCH(1, 1)模型非常相似,就像 GARCH(1, 1)模型是波动模型研究的一个起点,ACD(1, 1)模型也是研究高频数据的一个很自然的起点。

ACD 模型与 GARCH 模型的关系绝不仅仅是类似,GARCH 的 QML 特性可以直接应用于 ACD 模型。如果有:

$$(1) E_i = (x_i) \equiv \psi_{0,i} = \omega_0 + \alpha_0 x_{i-1} + \beta_0 \psi_{0,i-1}.$$

(2) $\epsilon_i \equiv x_i / \psi_{0,i}$ 是: ① 严格平稳并且遍历的, ② 非退化, ③ 条件二阶矩有界, ④ $\sup_i E[\ln(\beta_0 + \alpha_0 \epsilon_i) | F_{i-1}] < 0$ 。

$$(3) \theta_0 \equiv (\omega_0, \alpha_0, \beta_0) \text{ 在单位圆内部。}$$

$$(4) L(\theta) = - \sum_{i=1}^{N(i)} \{\log(\psi_i) + x_i / \psi_i\}, \text{ 其中当 } i > 1 \text{ 时, } \psi_i = \omega + \alpha x_i + \beta \psi_{i-1}; \text{ 当}$$

$i = 1$ 时, $\psi_i = \omega + \alpha x_i + \beta \psi_{i-1}$ 。

那么就有:

(1) L 的最大值与 Hansen Lee(1994)^①定理中给出的协方差矩阵是一致的和渐进正态的;

(2) 模型可以通过把 $\sqrt{x_i}$ 当做因变量并且把均值设为 0 应用 ARCH 软件得到估计。但是我们必须注意的是,这样估计的结果并不能保证估计的有效性,用正确的密度函数的极大似然估计出来的结果具有较好的有效性。

三、简单 ACD 模型的实证分析

根据前面几节的讨论,我们知道简单 ACD 模型的形式为:

$$x_i = \phi_i \varepsilon_i$$

$$\phi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \phi_{i-1} \quad (9-9)$$

式中, $x_i = t_i - t_{i-1}$ 是两个事件发生时间之间的间隔,条件期间过程 $\phi_i = E(x_i | \Omega_{i-1})$ 为第 i 个期间持续的期望, Ω_{i-1} 包括了时刻 t_{i-1} 时所有的有用信息集。 $\{\varepsilon_i\} \sim i.i.d$ 并且 $E(\varepsilon_i) = \mu$, $VAR(\varepsilon_i) = \sigma$ 。

简单 ACD 模型的对数变形则为:

$$\text{类型 I: } \log \phi_i = \omega + \alpha \log x_{i-1} + \beta \log \phi_{i-1} \quad (9-10)$$

$$\text{类型 II: } \log \phi_i = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1} + \beta \log \phi_{i-1} \quad (9-11)$$

下面我们用中国石化(600028)2004 年 2 月 1 日至 2004 年 4 月 30 日期间的实时交易数据估计简单 ACD 模型以及对数线性 ACD 模型。定义中国石化价格期间为价格累计变化 0.03 元以上的时间间隔,交易时间每天包括早晨 9:30~11:30、下午 1:00~3:00,隔夜以及休市时的时间间隔被剔除。时间间隔消除了日内效应。

我们用极大似然法来估计上式中的简单 ACD 模型以及对数线性 ACD 模型,我们假设 $\varepsilon_i \in i.i.d$ 且具有 Burr 密度:

$$f_B(\varepsilon_i, \theta_B) = \frac{\kappa \zeta_{B,1}^\kappa \varepsilon_i^{\kappa-1}}{(1 + \gamma \zeta_{B,1}^\kappa \varepsilon_i^\kappa)^{1+1/\gamma}} \quad (9-12)$$

$\kappa > \gamma > 0$, Burr 密度包括 Weibull($\gamma \rightarrow 0$)、指数($\gamma \rightarrow 0$ 且 $k = 1$) 和对数逻辑($\gamma \rightarrow 1$) 分布。

(9-9)式的实证结果为:

$$\begin{aligned} \phi_i &= 0.1121 + 0.1602x_{i-1} + 0.7463\phi_{i-1} \\ &\quad (0.0557) \quad (0.0459) \quad (0.0751) \quad (\log L = -592.63) \end{aligned}$$

(9-10)式的实证结果为:

^① Lee, S.-W. and Hansen, B. E., 1994, Asymptotic theory for the GARCH(1, 1) quasimaximum likelihood estimator, *Econometric Theory* 10, 29—52.

$$\log \psi_i = 0.1365 + 0.1686 \log x_{i-1} + 0.5725 \log \psi_{i-1} \\ (0.0377) (0.0303) \quad (0.1067) \quad (\log L = -585.18)$$

(9-11)式的实证结果为:

$$\log \psi_i = -0.1180 + 0.1268 \epsilon_{i-1} + 0.8804 \log \psi_{i-1} \\ (0.0276) (0.0309) \quad (0.0536) \quad (\log L = -592.32)$$

这里我们列举了国内在 ACD 模型实证研究方面的成果,刘勤(1999)^①模拟的简单 ACD 模型(ϵ_i 具有指数密度)为:

$$\psi_i = 0.005059 + 0.056751 x_{i-1} + 0.938524 \psi_{i-1} \\ (0.000490) (0.001583) \quad (0.001720) \\ (\log L = -89868.75)$$

张国勇(2004)模拟的简单 ACD 模型以及对数线性 ACD 模型为:

$$\psi_i = 0.011 + 0.056 x_{i-1} + 0.923 \psi_{i-1} \\ (0.00087) (0.00128) \quad (0.00155) \\ \psi_i = 0.033 + 0.085 \log x_{i-1} + 0.928 \psi_{i-1} \\ (0.00217) (0.00175) \quad (0.00158) \\ \psi_i = -0.068 + 0.074 \epsilon_i + 0.936 \psi_{i-1} \\ (0.00598) (0.00258) (0.05037)$$

由于我们假设 ϵ_i 具有 Burr 密度分布,估计结果与 ϵ_i 具有指数分布的情况会有些差异。所有模型实证结果参数都是显著的, ϵ_i 具有 Burr 密度的模型其极大似然值的绝对值更小。

四、ACD 模型的扩展类型

(一) ACD 模型扩展类型介绍

Engle 和 Russell(1998)提出的 ACD 模型激发了实证金融领域里对价格和交易期间关系研究的积极性,例如, Renault 和 Scaillet(2001)及 Giot(2000)提出在价格期间过程模型中把这些方法与期权定价和日内风险管理联系起来。在 Engle 和 Russell(1998)的 ACD 模型开启了这类分析的开端后,近年来关于 ACD 模型出现了多种扩展形式。

Bauwens 和 Giot(2000)用对数 ACD 模型避免了原始 ACD 模型的非负约束,这使得市场微观假设的实证变得更容易了, Bauwens 和 Veredas(1999)提出了随机条件期

^① 刘勤:《中国股票市场的经济计量分析》,中国科学院数学与系统科学研究院应用数学所博士后出站报告, 1999 年。

间过程,依靠一个潜在的随机因子来捕捉市场里没有观察到的随机信息流,Ghysels、Gourieroux 和 Jasiak(2003)用这种随机期间模型来处理期间过程中的高阶动态性。Zhang、Russell 和 Tsay(2001)提出了一个建立在自激励门限自回归过程基础上的非线性模型。Dufour 和 Engle(2000)提出了非线性 ACD 模型。

在这里我们探讨了 ACD 模型的不同扩展类型,遵循 Hentschel(1995)所用的建立非对称 GARCH 模型家族的方法。模型参数的嵌套采用了将 $\lambda \geq 0$ 参数定形于条件期间过程的 Box-Cox(1964)变量转换,并且考虑了对冲击的非对称反应。Engle 和 Russell(1998)显示了标准的 ACD 模型用于金融数据容易导致在极端间隔(非常长或者非常短)后的过度反应,对冲击的非对称反应试图解决这个问题。在 ACD 的扩展模型里,考虑了充分条件的存在,如高阶动差(higher order moments)、严格稳定、几何变形和具有指数衰减的混合 β 特性等。尽管对于自相关函数和期间过程动差还没有一般的分析解决办法,但是针对期间过程的 λ 次幂有可能推导出自协方差函数和动量衰减关系。为了计算出任何一个假定动量和自协方差函数的表达式,首先必须把注意力集中在特别的低阶次上,如: $\lambda \rightarrow 0$ 和 $\lambda = 1$ 。

随后我们用中国石化(600028)的价格期间和成交量期间的建模实证,对 ACD 扩展类型的实际应用不仅可以分析这类模型在中国证券市场的实用性,而且可以弥补简单 ACD 模型的不足之处,有利于我们采用更好的模型类型进行高频数据的研究工作。ACD 扩展类型不仅拒绝了已有模型强加的约束条件,而且证明了考虑凹形冲击影响曲线(concave shocks impact curve)是非常重要的,因为它调节了过度预测短期间的问题,因此在 Box-Cox 变量转换和非对称效应都可以导致凹形冲击影响曲线时,发现两者之间存在某种替代作用并不令人奇怪。

与前面相同, $x_i = t_i - t_{i-1}$ 表示在 t_i 和 t_{i-1} 时刻发生的两次事件的时间间隔,例如,价格期间(price duration)反映了股票价格有一定变化时的时间间隔,成交量期间(volume duration)反映股票成交量有一定变化时的时间间隔,交易期间(trade duration)则表示在两个连续交易之间的时间间隔。为了说明在金融期间数据中序列相关是共同的,Engle 和 Russell(1998)用公式 $x_i = \phi_i \epsilon_i$ 表示时间过程,条件期间过程 $\phi_i = E(x_i | \Omega_{i-1})$ 为第 i 个期间持续的期望, Ω_{i-1} 包括了时刻 t_{i-1} 时所有的有用信息集, $\{\epsilon_i\} \sim i.i.d$ 。如同 Hentschel(1995)那样,通过运用 Box-Cox 变量转换,将参数 $\lambda \geq 0$ 用于条件期间过程 ϕ_i ,给出表达式(9-13):

$$\frac{\phi_i^\lambda - 1}{\lambda} = \omega^* + \alpha^* \phi_{i-1}^\lambda [|\epsilon_{i-1} - b| - c(\epsilon_{i-1} - b)]^\nu + \beta \frac{\phi_{i-1}^\lambda - 1}{\lambda} \quad (9-13)$$

参数 $\lambda \leq 1$ 时,Box-Cox 变量转换是凹的;

参数 $\lambda \geq 1$ 时,Box-Cox 变量转换是凸的。

将(9-13)式变形推出扩展自回归条件期间模型(EACD),如公式(9-14):

$$\psi_i^\lambda = \omega + \alpha \psi_{i-1}^\lambda [|\epsilon_{i-1} - b| + c(\epsilon_{i-1} - b)]^\nu + \beta \psi_{i-1}^\lambda \quad (9-14)$$

其中, $\omega = \lambda \omega^* - \beta + 1$, $\alpha = \lambda \alpha^*$ 。

EACD 模型提供了一个弹性函数形式, 允许条件期间过程 $\{\psi_i\}$ 以独特的方式对小的冲击和大的冲击分别做出反应, 冲击影响曲线 $g(\epsilon_i) = [|\epsilon_i - b| + c(\epsilon_i - b)]^\nu$ 通过转移参数 b 和旋转参数 c 合并了非对称的反应。

因为期间是非负的, 所以转移参数 b 对于用冲击影响曲线来反映非对称效应是十分关键的。参数 c 指出了旋转是顺时针的 ($c < 0$) 还是逆时针的 ($c > 0$)。转移和旋转并不一定会相互加强, 实际上, 转移参数 b 主要反映小的冲击, 而旋转参数 c 主要反映大的冲击。形态参数 ν 扮演了与 λ 相同的角色, 参数 $\nu \leq 1$ 时, 冲击影响曲线是凹的, 参数 $\nu \geq 1$ 时, 冲击影响曲线是凸的。

在 EACD 模型的基础上, 我们可以得到多种 ACD 类型, 这些模型包括了许多计量学家研究的 ACD 的不同形式。令 $\lambda = \nu = 1$, $b = c = 0$, 便可以得到 Engle 和 Russell(1998) 的简单 ACD 模型(ACD); 令 $\lambda \rightarrow 0$, $b = c = 0$, 可以推出 Dufour 和 Engle(2000)的 Box-Cox ACD 模型(BC-ACD); 令 $\lambda \rightarrow 0$, $\nu \rightarrow 0$, $b = c = 0$, 可以得到对数 ACD 模型类型 I (L-ACD I), 或者 $\lambda \rightarrow 0$, $\nu = 1$, $b = c = 0$, 便可以推出 Bauwens 和 Giot(2000)的对数 ACD 模型类型 II (L-ACD II); 另外, 参照 GARCH 研究方法, 通过对(9-13)式加入限制条件可以构造不同的条件期间模型, 这里考虑的例子包括了: $\lambda \rightarrow 0$, $\nu = 1$ 时, 得到非对称对数 ACD 模型(Asymmetric Logarithmic ACD Model, AL-ACD); $\lambda = \nu$ 时, 得到非对称能量 ACD 模型(Asymmetric Power ACD Model, AP-ACD); $\lambda = \nu = 1$ 时, 得到非对称 ACD 模型(Asymmetric ACD Model, A-ACD); $\lambda = \nu$, $b = c = 0$ 时, 得到能量 ACD 模型(Power ACD Model, PACD)。Dufour 和 Engle(2000)在误差项服从指数分布的条件下, 提出了一个非对称对数 ACD 模型, 此时 $b = 1$, 称之为指数 ACD 模型(exponential ACD Model, EX-ACD)。表 9.11 概括了所考虑的所有 ACD 模型, 这里为了方便比较, 我们把简单 ACD 模型及对数线性 ACD 模型一并列入表中加以分析。

表 9.11 ACD 模型类型

简 称	模 型 表 达 式
EACD	Extended ACD $\psi_i^\lambda = \omega + \alpha \psi_{i-1}^\lambda [\epsilon_{i-1} - b + c(\epsilon_{i-1} - b)]^\nu + \beta \psi_{i-1}^\lambda$
AP-ACD	Asymmetric Power ACD ($\lambda = \nu$) $\psi_i^\lambda = \omega + \alpha \psi_{i-1}^\lambda [\epsilon_{i-1} - b + c(\epsilon_{i-1} - b)]^\lambda + \beta \psi_{i-1}^\lambda$
AL-ACD	Asymmetric Logarithmic ACD ($\lambda \rightarrow 0$, $\nu = 1$) $\log \psi_i = \omega + \alpha [\epsilon_{i-1} - b + c(\epsilon_{i-1} - b)] + \beta \log \psi_{i-1}$
A-ACD	Asymmetric ACD ($\lambda = \nu = 1$) $\psi_i = \omega + \alpha \psi_{i-1} [\epsilon_{i-1} - b + c(\epsilon_{i-1} - b)] + \beta \psi_{i-1}$

续 表

简 称	模 型 表 达 式
PACD	Power ACD ($\lambda = \nu, b = c = 0$) $\psi_i^\lambda = \omega + \alpha x_{i-1}^\lambda + \beta \psi_{i-1}^\lambda$
BC-ACD	Box-Cox ACD ($\lambda \rightarrow 0, b = c = 0$) $\log \psi_i = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1}^\nu + \beta \log \psi_{i-1}$
EX-ACD	Exponential ACD Model ($\lambda \rightarrow 0, \nu = 1, b = 1$) $\log \psi_i = \omega + \alpha [\varepsilon_{i-1} - 1] + c (\varepsilon_{i-1} - 1) + \beta \log \psi_{i-1}$
L-ACD I	Logarithmic ACD Type I ($\lambda \rightarrow 0, \nu \rightarrow 0, b = c = 0$) $\log \psi_i = \omega + \alpha \log x_{i-1} + \beta \log \psi_{i-1}$
L-ACD II	Logarithmic ACD Type II ($\lambda \rightarrow 0, \nu = 1, b = c = 0$) $\log \psi_i = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1} + \beta \log \psi_{i-1}$
ACD	Linear ACD ($\lambda = \nu = 1, b = c = 0$) $\psi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \psi_{i-1}$

(二) ACD 扩展模型的实证研究

下面用中国石化(600028)2004年2月1日至2004年4月30日期间的实时交易数据估计 ACD 模型的不同类型。

我们定义中国石化价格期间为价格累计变化 0.03 元以上的时间间隔;成交量期间为成交量累计变化 100 万股以上的时间间隔。交易时间每天包括早晨 9:30~11:30、下午 1:00~3:00,隔夜以及休市时的时间间隔被剔除。本节先模拟原始时间间隔(即未消除日内效应的时间间隔)的 ACD 模型,后面我们将考虑消除了日内效应的时间间隔 ACD 模型,并进行相互比较。

我们用极大似然法来估计表 9.11 中的 ACD 扩展模型,假设 $\varepsilon_i \in i.i.d$ 且具有 Burr 密度:

$$f_B(\varepsilon_i, \theta_B) = \frac{\kappa \xi_{B,1}^\kappa \varepsilon_i^{\kappa-1}}{(1 + \gamma \xi_{B,1}^\kappa \varepsilon_i^\kappa)^{1+1/\gamma}} \quad (9-15)$$

$\kappa > \gamma > 0$, 并且 $\xi_B \equiv \frac{\Gamma(1+m/\kappa)\Gamma(1/\gamma-m/k)}{\gamma^{1+m/\kappa}\Gamma(1+1/\gamma)}$ 表示第 m 阶动差, $m < k/\gamma$ 。Burr

密度包括 Weibull ($\gamma \rightarrow 0$)、指数 ($\gamma \rightarrow 0$ 且 $k = 1$) 和对数逻辑 ($\gamma \rightarrow 1$) 分布。

表 9.12 和表 9.13 列出了中国石化价格期间和成交量期间关于 ACD 各类模型的估计结果。从表 9.12 和表 9.13 可以看到,对于任何 ACD 模型,Burr 密度中的参数 k 和 γ 的估计值都是显著的,这表明基准风险率函数是非单调的。L-ACD II 的对数似然值明显区别于 ACD 和 L-ACD I 的值;对比 PACD 和 ACD,可以看出 λ 值有益于减少对数似然值,说明传统的线性 ACD 模型强加的约束条件与实际数据相矛盾;对比 BC-ACD 和 L-ACD II,可以看出这里让 ε_{i-1} 的 ν 次方自由变化对对数似然值的影响不大;

表 9.12 中国石化价格期间原始数据 ACD 模型实证结果

简称	模型表达式	k	γ	log L	AIC	D
EACD	$\phi_i^{1,0159} = 18.1347 + 0.2044\phi_{i-1}^{1,0159} [\epsilon_{i-1} - 0.2644] + 0.0487(\epsilon_{i-1} - 0.2644) \big]^{0.0062} + 0.8410\phi_{i-1}^{1,0159}$ (0.4022)(38.1454)(0.2723) (0.3033) (0.0006) (0.1521)(0.2682)	0.9538 (0.0328)	0.1107 (0.3116)	-4455.72	10.14	0.00002
AP-ACD	$\phi_i^{0.9405} = 18.1364 + 0.0869\phi_{i-1}^{0.9405} [\epsilon_{i-1} - 0.0063] + 0.1371(\epsilon_{i-1} - 0.0063) \big]^{0.9405} + 0.8955\phi_{i-1}^{0.9405}$ (0.5011)(6.1434)(0.0091) (0.0015) (0.0971) (0.1259)	0.9353 (0.0499)	0.0929 (0.0764)	-4457.94	10.14	0.12135
AL-ACD	$\log \phi_i = 0.3266 + 0.2721[\epsilon_{i-1} - 0.5345] - 0.2465(\epsilon_{i-1} - 0.5345) \big] + 0.9371\log \phi_{i-1}$ (0.2082)(0.1205) (0.1907) (0.1177) (0.0322)	0.9536 (0.0497)	0.1088 (0.0732)	-4452.22	10.12	0.21857
A-ACD	$\phi_i = 18.8087 - 0.1760\phi_{i-1} [\epsilon_{i-1} - 0.4791] + 0.1981(\epsilon_{i-1} - 0.4791) \big] + 0.9092\phi_{i-1}$ (13.6756)(0.0890) (0.1794) (0.0893) (0.0364)	0.9495 (0.0491)	0.1044 (0.0719)	-4453.25	10.13	0.52602
PACD	$\phi_i^{0.0271} = 0.0426 + 0.0638\phi_{i-1}^{0.0271} + 0.9018\phi_{i-1}^{0.0271}$ (0.2872)(0.0846)(0.0317) (0.0357)	0.9515 (0.0493)	0.1067 (0.0719)	-4452.67	10.12	0.48255
BC-ACD	$\log \phi_i = -4.6174 + 4.8623\epsilon_{i-1}^{0.0119} + 0.9691\log \phi_{i-1}$ (0.0023)(0.0036)(0.0001)(0.0002)	0.9509 (0.0020)	0.1050 (0.0010)	-4452.59	10.12	0.01069
EX-ACD	$\log \phi_i = 0.1899 + 0.1114[\epsilon_{i-1} - 1] - 0.0982(\epsilon_{i-1} - 1) \big] + 0.9666\log \phi_{i-1}$ (0.0969)(0.0253) (0.0125) (0.2536)	0.9501 (0.0452)	0.1100 (0.0685)	-4454.72	10.13	0.11718
L-ACD I	$\log \phi_i = 0.2437 + 0.0569\log x_{i-1} + 0.9123\log \phi_{i-1}$ (0.1247)(0.0172) (0.0300)	0.9509 (0.0490)	0.1050 (0.0713)	-4452.56	10.12	0.26167
L-ACD II	$\log \phi_i = 0.3901 + 0.1215\epsilon_{i-1} + 0.9065\log \phi_{i-1}$ (0.0357)(0.0200) (0.0006)	1.0005 (0.0403)	0.0103 (0.0457)	-4543.31	10.12	0.80763
ACD	$\phi_i = 18.0408 + 0.0654\epsilon_{i-1} + 0.9145\phi_{i-1}$ (13.4982)(0.0243) (0.0341)	0.9336 (0.0496)	0.0903 (0.0766)	-4458.12	10.13	0.09134

注: ① 价格累积变动至少 0.03 元。
② 括号内为标准差。
③ D-test 是对数残差的非参数检验概率率值(p-values)。

表 9.13 中国石化成交量期间原始数据 ACD 模型实证结果

简称	模型表达式	k	γ	log L	AIC	D-test
EACD	$\psi_i^{1.0807} = 14.2557 + 0.4884\psi_{i-1}^{1.0807} [\epsilon_{i-1} - 0.2451 + 0.0320(\epsilon_{i-1} - 0.2451)]^{1.1561} + 0.6124\psi_{i-1}^{1.0807} (1.0358)(0.0162)(1.9135) (1.3529) (1.0897) (0.3190)(3.3450)$	1.8314 (0.6835)	0.1770 (0.9246)	-14 128.47	8.05	0.00002
AP-ACD	$\psi_i^{0.9179} = 6.9826 + 0.6130\psi_{i-1}^{0.9179} [\epsilon_{i-1} - 0.2323 + 0.2927(\epsilon_{i-1} - 0.2323)]^{0.9179} + 0.6078\psi_{i-1}^{0.9179} (0.1099)(3.7418)(0.1879) (0.0362) (0.2079) (0.0247)$	1.8258 (0.0393)	0.1720 (0.0255)	-14 127.84	8.05	0.02670
AL-ACD	$\log \psi_i = 0.4646 + 0.2811[\epsilon_{i-1} - 2.1904 - 0.1768(\epsilon_{i-1} - 2.1904)] + 0.8988\log \psi_{i-1} (0.0887)(0.0237) (0.1863) (0.0234) (0.0112)$	1.8576 (0.0396)	0.1972 (0.0251)	-14 115.75	8.04	0.29390
A-ACD	$\psi_i = 9.9878 + 0.4689\psi_{i-1} [\epsilon_{i-1} - 0.2617 + 0.0102(\epsilon_{i-1} - 0.2617)] + 0.6133\psi_{i-1} (1.3703)(0.0241) (0.0256) (0.0011) (0.0152)$	1.8306 (0.0392)	0.1775 (0.0253)	-14 128.20	8.05	0.00045
PACD	$\psi_i^{1.2733} = 31.4203 + 0.4516\psi_{i-1}^{1.2733} + 0.5194\psi_{i-1}^{1.2733} (0.1533)(22.6397)(0.0247) (0.0236)$	1.8363 (0.0390)	0.1898 (0.0246)	-14 135.15	8.05	0.02808
BC-ACD	$\log \psi_i = -0.0399 + 0.5683\psi_{i-1}^{0.7339} + 0.9024\log \psi_{i-1} (0.0717)(0.0504)(0.0572)(0.0113)$	1.8559 (0.0395)	0.2014 (0.0251)	-14 124.23	8.04	0.00230
EX-ACD	$\log \psi_i = 0.1388 + 0.4236[\epsilon_{i-1} - 1 - 0.0915(\epsilon_{i-1} - 1)] + 0.9002\log \psi_{i-1} (0.0567)(0.0182) (0.0241) (0.0113)$	1.8514 (0.0392)	0.1984 (0.0250)	-14 127.13	8.04	0.00048
L-ACD I	$\log \psi_i = 0.5718 + 0.2965\log \psi_{i-1} + 0.6077\log \psi_{i-1} (0.0600) (0.0125) (0.0181)$	1.8719 (0.0425)	0.2882 (0.0319)	-14 195.63	8.08	0.00231
L-ACD II	$\log \psi_i = 0.1142 + 0.4021\epsilon_{i-1} + 0.9005\log \psi_{i-1} (0.0541) (0.0168) (0.0110)$	1.8220 (0.0377)	0.1690 (0.0218)	-14 132.72	8.05	0.20287
ACD	$\psi_i = 9.5771 + 0.4306\psi_{i-1} + 0.5385\psi_{i-1} (1.3770)(0.0199) (0.0184)$	1.8435 (0.0392)	0.1998 (0.0249)	-14 136.52	8.05	0.00255

注: ① 成交量累积变动至少 100 万股。

② 括号内为标准差。

③ D-test 是对数残差的非参数检验概率值(p-values)。

对比 EX-ACD 和 AL-ACD, 看出当 $b < 0$ 时, 不利于减少对数似然值, 对于 AL-ACD 模型而言, 在 $b > 0$ 和 $c < -1$ 的条件下冲击影响曲线是凹的, 而凹形冲击影响曲线有利于模型的改善, 关于这点我们在后面还会有深入的讨论; 对比 AP-ACD 和 A-ACD, 尽管 AP-ACD 里的 b 是显著异于 0 的, 而 A-ACD 里 b 和 c 参数是显著的, 它打破了通常附加的确保期间过程非负性的约束, 也就是 $\alpha > 0$ 、 $|c| < 1$, 可以看出, 当 $\lambda \neq \nu$ 时对数似然值有较为明显的改善 (特别是深发展价格期间模型), 说明双倍 Box-Cox 变化 ($\lambda \neq \nu$) 带来了模型更多的提高。

运用 AIC 值, 表 9.13 中表现较好的是 AL-ACD、PACD、L-ACD I 和 L-ACD II。

除了原始价格区间以外, 我们还考虑了中国石化原始成交量期间的模型模拟。我们可以看到, 上述对价格区间的有关分析, 对于成交量期间模型模拟同样适用。从表 9.13 列出的模拟结果, 根据 AIC 值, 对于中国石化原始成交量期间而言, 表现较好的模型有 AL-ACD、BC-ACD 以及 EX-ACD。

(三) 消除日内效应后的 ACD 各类模型的实证研究

本部分采用与上部分相同的数据, 消除日内效应后对 ACD 各类模型进行了实证, 消除日内效应的时间间隔 $x_i = D_i / \rho(t_i)$, D_i 是以秒计算的原始时间间隔, $\rho(t_i)$ 表示日内因子, 处理方法与前面介绍的方法相同。表 9.14 和表 9.15 列出了中国石化价格期间和成交量期间消除日内效应后关于 ACD 各类模型的估计结果。

从表 9.14 可以看到, 对于任何 ACD 模型, Burr 密度中的参数 k 和 γ 的估计值同样都是显著的。与上述不同的是, 这里 L-ACD I 的对数似然值明显区别于 ACD 和 L-ACD II 的值; 对比 PACD 和 ACD, 可以看出 λ 在 $(0, 1)$ 之间差距很大, $\lambda \rightarrow 1$ 时对数似然值增加明显, $\lambda \rightarrow 0$ 时对数似然值减少明显, 说明传统的线性 ACD 模型强加的约束条件与实际数据相矛盾; 对比 BC-ACD 和 L-ACD II, 可以看出让 ϵ_{i-1} 的 ν 次方自由变化导致对数似然值降低很多; 对比 EX-ACD 和 AL-ACD, 看出由 Dufour 和 Engle (2000) 提出的 $b = 1$ 的 AL-ACD 模型增加了对数似然值, 暗示了非对称性可以发挥作用; 对比 AP-ACD 和 A-ACD, 尽管 AP-ACD 里的 b 是显著异于 0 的, c 的标准差非常大, 而 A-ACD 里 b 和 c 参数是显著的, 它打破了通常附加的确保期间过程非负性的约束, 也就是 $\alpha > 0$ 、 $|c| < 1$ 。值得注意的是这里 EACD 模型显示 $\lambda = \nu$, 对数似然值没有明显改善, 对比上面的 $\lambda \neq \nu$ 时的对数似然值情况, 说明双倍 Box-Cox 变化 ($\lambda \neq \nu$) 带来了更多的提高。

与前面原始时间间隔的实证结果对比可以看出, 除了原始时间间隔会导致一些模型的 ω 取值较大外, 两者没有其他明显的区别。因此, 我们可以对所有模型实证结果一并加以讨论。

运用 AIC 值, 表 9.14 中表现较好的是 EACD、AP-ACD、BC-ACD、EX-ACD 和 L-ACD I, 这些模型与 ACD 和 L-ACD II 模型形成了对比, 而且, λ 自由变化和非对称效应似乎可以相互替代。

表 9.14 中国石化价格期间消除日内效应 ACD 模型实证结果

简称	模型表达式	k	γ	log L	AIC	D-test
EACD	$\psi_i^{0.3005} = 0.1425 + 0.1836\psi_{i-1}^{0.3005} [\epsilon_{i-1} - 0.0491] + 0.0479(\epsilon_{i-1} - 0.0491) \uparrow^{0.3005} + 0.7093\psi_{i-1}^{0.3005}$ (1.3143)(0.0664)(0.7266) (0.0246) (0.0432) (0.2889)(0.5616)	0.9514 (0.0498)	0.1769 (0.0795)	-586.32	1.35	0.00001
AP-ACD	$\psi_i^{0.3005} = 0.1425 + 0.1836\psi_{i-1}^{0.3005} [\epsilon_{i-1} - 0.0491] + 0.0479(\epsilon_{i-1} - 0.0491) \uparrow^{0.3005} + 0.7093\psi_{i-1}^{0.3005}$ (0.2615)(0.0647)(0.0925) (0.0106) (1.0615) (0.0845)	0.9514 (0.0498)	0.1769 (0.0791)	-586.34	1.35	0.00002
AL-ACD	$\log \psi_i = -0.1196 + 0.1182[\epsilon_{i-1} + 0.1890] + 0.0086(\epsilon_{i-1} + 0.1890) \uparrow + 0.8804\log \psi_{i-1}$ (0.0623)(0.0852) (0.0235) (0.1205) (0.0963)	0.9307 (0.0486)	0.1570 (0.0752)	-592.32	1.36	0.85787
A-ACD	$\psi_i = 0.1033 + 0.1405\psi_{i-1} [\epsilon_{i-1} - 1.0233] + 0.1142(\epsilon_{i-1} - 1.0233) \uparrow + 0.6901\psi_{i-1}$ (0.0450)(0.0668) (0.4543) (0.0664) (0.1029)	0.9377 (0.0497)	0.1617 (0.0784)	-601.29	1.38	0.69606
PACD	$\psi_i^{1.0000} = 0.0768 + 0.1168\psi_{i-1}^{1.0000} + 0.8175\psi_{i-1}^{1.0000}$ (0.3846)(0.1033)(0.0892) (0.1314)	1.3000 (0.0275)	0.2000 (0.0005)	-619.93	1.42	0.00003
BC-ACD	$\log \psi_i = -4.3973 + 4.5304\psi_{i-1}^{0.0388} + 0.7500\log \psi_{i-1}$ (17.9468)(17.9525)(0.1626)(0.0881)	0.9590 (0.0512)	0.1902 (0.0828)	-585.16	1.34	0.65948
EX-ACD	$\log \psi_i = -0.0770 + 0.2582[\epsilon_{i-1} - 1] - 0.2160(\epsilon_{i-1} - 1) \uparrow + 0.8179\log \psi_{i-1}$ (0.0024)(0.0028) (0.0003) (0.0004)	0.9533 (0.0005)	0.1756 (0.0017)	-586.48	1.35	0.97630
L-ACD I	$\log \psi_i = 0.1365 + 0.1686\log \psi_{i-1} + 0.5725\log \psi_{i-1}$ (0.0377)(0.0303) (0.1067)	0.9592 (0.0512)	0.1907 (0.0826)	-585.18	1.34	0.74123
L-ACD II	$\log \psi_i = -0.1180 + 0.1268\epsilon_{i-1} + 0.8804\log \psi_{i-1}$ (0.0276)(0.0309) (0.0536)	0.9307 (0.0493)	0.1570 (0.0769)	-592.32	1.36	0.85787
ACD	$\psi_i = 0.1121 + 0.1602\psi_{i-1} + 0.7463\psi_{i-1}$ (0.0557)(0.0459) (0.0751)	0.9341 (0.0495)	0.1646 (0.0773)	-592.63	1.36	0.94972

注: ① 价格累计变动至少 0.03 元。

② 括号内为标准差。

③ D-test 是对数残差的非参数检验概率值(p-values)。

A-ACD 和 AL-ACD 的冲击影响曲线只有在 $b > 0$ 和 $c < -1$ 的条件下是凹的, 表 9.14 中 A-ACD 和 AL-ACD 的对应 c 参数值不满足上述条件, 相应的其极大似然值明显偏高。与其不同, 如果参数 ν 小于 1, BC-ACD 和 EACD 模型都会产生凹的冲击曲线, 在 EACD 情形下, 不管转移和旋转参数如何也同样如此, 因此在 EACD 里不是所有的参数估计值都显著。当 PACD 模型令 $\lambda = \nu$ 时, $\hat{\lambda}$ 的估计值使得 BC-ACD 和 EACD 模型中的 ν 承担了产生凹形冲击影响曲线的作用, 对于 AP-ACD 模型同样如此。初看起来尽管可以通过 b 和 c 推导出凹形曲线, 然而为了确保一个凹形冲击影响曲线, 要求 c 的绝对值大于 1, 这样就违反了期间过程非负性的约束, 事实上, PACD 模型通过模仿 AL-ACD 模型让 λ 趋于 0 来避免这个问题。

过去对于模型设定的检验一般仅执行简单的诊断测试以检验残差是否是独立同分布的, 所有的论文都使用 Ljung-Box 统计以测试序列相关性, 然而只有少数测试了误差项的分布是否被正确设定。至于国内文献则显得更为简单, 一般仅通过对比模型拟合值与实际值的比较图, 进行并不客观的判断。至于不同类型 ACD 模型的对比则只能依靠极大似然函数值的大小来判断, 我们可以从上述实证中发现, 对于极大似然函数值或者 AIC 值的判断, 由于大多数模型在极大似然函数值和 AIC 值上的差距并不大, 依靠这些值来判断, 则显得有些困难, 或者是有可能得出错误的结论。因此, 对于模型设定的检验需要探索更加有效的方法, 这一点我们将在下一部分探讨, 对于本部分列出的 D-检验值的分析一并加以详细阐述。

除了价格区间以外, 在此还考虑了中国石化成交量期间消除日内效应后的模型模拟。我们可以看到, 上述对价格区间的有关分析, 对于成交量期间模型模拟同样适用, 在此就不再赘述。从表 9.15 列出的模拟结果, 根据 AIC 值, 对于中国石化成交量期间而言, 表现较好的模型有 EACD、AP-ACD、AL-ACD 以及 BC-ACD。

五、ACD 模型的非参数设定检验

如前所述, 尽管关于 ACD 的实证研究已经十分丰富, 却很少有人把注意力放在条件期间模型设定的测试上, 我们利用国际上对金融高频数据研究的最新成果, 在对中国证券市场高频数据建模进行实证研究的基础上, 同时探讨关于 ACD 模型统计性质(如估计检验等)研究的最新成果。

这里我们研究采用两步法来测试条件期间模型的误差项的分布, 第一步包括通过 QML 估计条件期间过程, 以获得误差的一致估计; 第二步衡量基准密度的参数和非参数估计与残差的风险率函数之间的紧密度。与 Bartlett 标识测试相比, 两步法检测了残差的整个分布, 而不是瞬间限制的一小部分。另外, 这种测试没有多余参数, 因为在用估计残差代替误差时没有渐近成本, 而且, 蒙特卡罗模拟表明这种测试对一些模型在有限样本和能量方面表现很出色。

表 9.15 中国石化成交量期间消除日内效应 ACD 模型实证结果

简称	模 型 表 达 式	k	γ	log L	AIC	D-test
EACD	$\psi_i^{0.2682} = 0.0998 + 0.3346\psi_{i-1}^{0.2682} [\epsilon_{i-1} + 1.1943] + 0.0958(\epsilon_{i-1} + 1.1943) \uparrow^{0.6031} + 0.4011\psi_{i-1}^{0.2682}$ (0.2122)(0.0126)(0.7282) (0.4445) (0.3263) (0.7323)(1.5890)	1.9089 (0.0433)	0.3399 (0.0331)	-1974.53	1.13	0.07083
AP-ACD	$\psi_i^{1.0491} = 0.0684 + 0.5031\psi_{i-1}^{1.0491} [\epsilon_{i-1} - 0.2482] - 0.1502(\epsilon_{i-1} - 0.2482) \uparrow^{1.0491} + 0.5250\psi_{i-1}^{1.0491}$ (0.1304)(0.0101)(0.2529) (0.0676) (0.5454) (0.0426)	1.8883 (0.0424)	0.3247 (0.0314)	-1981.29	1.13	0.04101
AL-ACD	$\log \psi_i = -0.0628 + 0.3373[\epsilon_{i-1} - 2.3617] - 0.1938(\epsilon_{i-1} - 2.3617) \uparrow + 0.8913\log \psi_{i-1}$ (0.0817) (0.0277) (0.2130) (0.0274) (0.0116)	1.8900 (0.0424)	0.3114 (0.0310)	-1965.10	1.12	0.07634
A-ACD	$\psi_i = 0.0709 + 0.4541\psi_{i-1} [\epsilon_{i-1} - 0.2673] + 0.1200(\epsilon_{i-1} - 0.2673) \uparrow + 0.5043\psi_{i-1}$ (0.0091)(0.1693) (0.0537) (0.1683) (0.0319)	1.8904 (0.0428)	0.3272 (0.0537)	-1981.33	1.13	0.06823
PACD	$\psi_i^{1.3210} = 0.0533 + 0.5587\psi_{i-1}^{1.3210} + 0.4135\psi_{i-1}^{1.3210}$ (0.1616)(0.0094)(0.0304) (0.0259)	1.8866 (0.0428)	0.3297 (0.0323)	-1987.31	1.13	0.00004
BC-ACD	$\log \psi_i = -0.6910 + 0.7239\psi_{i-1}^{0.6572} + 0.8966\log \psi_{i-1}$ (0.0584)(0.0662)(0.0531)(0.0115)	1.8952 (0.0429)	0.3296 (0.0321)	-1978.03	1.13	0.11751
EX-ACD	$\log \psi_i = -0.4048 + 0.4804[\epsilon_{i-1} - 1] - 0.1510(\epsilon_{i-1} - 1) \uparrow + 0.8942\log \psi_{i-1}$ (0.0146) (0.0198) (0.0260) (0.0114)	1.8884 (0.0427)	0.3310 (0.0324)	-1986.12	1.13	0.15163
L-ACD I	$\log \psi_i = 0.1038 + 0.3807\log x_{i-1} + 0.5141\log \psi_{i-1}$ (0.0092)(0.0132) (0.0191)	1.9133 (0.0461)	0.4375 (0.0403)	-2063.61	1.18	0.22232
L-ACD II	$\log \psi_i = -0.4346 + 0.4315\psi_{i-1} + 0.8927\log \psi_{i-1}$ (0.0137) (0.0154) (0.0109)	1.8343 (0.0407)	0.2788 (0.0282)	-2001.37	1.14	0.16395
ACD	$\psi_i = 0.0681 + 0.5268x_{i-1} + 0.4394\psi_{i-1}$ (0.0088)(0.0232) (0.0205)	1.8929 (0.0431)	0.3393 (0.0328)	-1989.37	1.14	0.00007

注: ① 成交量累积变动至少 100 万股。
② 括号内为标准差。
③ D-test 是对数残差的非参数检验概率值(p-values)。

(一) 条件期间模型的简要介绍

假设 $x_i = \psi_i \varepsilon_i$, $x_i = t_i - t_{i-1}$ 表示在 t_i 和 t_{i-1} 时刻发生的两次事件的时间间隔, 条件期望期间过程 $\psi_i = E(x_i | \Omega_{i-1})$ 为第 i 个期间持续的期望, $\{\varepsilon_i\} \sim i.i.d.$ 且与 $\{\psi_i\}$ 相互独立, Ω_{i-1} 包括了时刻 t_{i-1} 时所有的有用信息集。我们可以用下列广义表达式将现有的 ACD 模型全部囊括进来:

$$\psi_i = g(\psi_{i-1}, \dots, \psi_{i-q}, \varepsilon_{i-1}, \dots, \varepsilon_{i-p}, u_i; \varphi) \quad (9-16)$$

式中, $u_i | \Omega_{i-1} \sim N(0, \sigma_u^2)$, φ 是一个参数向量。

例如: Engle 和 Russell(1998) 的线性 ACD(1, 1) 模型定义 $\psi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \psi_{i-1}$ 。如果要模拟微观结构效应, 也可以合并另外预先确定的变量(Engle and Russell, 1998; Bauwens and Giot, 2000)。

假设标准期间 $\varepsilon_i \in i.i.d$ 具有 Burr 密度:

$$f_B(\varepsilon_i, \theta_B) = \frac{\kappa \xi_B^\kappa \varepsilon_i^{\kappa-1}}{(1 + \gamma \xi_B^\kappa \varepsilon_i^\kappa)^{1+1/\gamma}} \quad (9-17)$$

$\kappa > \gamma > 0$, 并且:

$$\xi_B \equiv \frac{\Gamma(1+1/\kappa)\Gamma(1/\gamma-1/\kappa)}{\gamma^{1+1/\kappa}\Gamma(1+1/\gamma)} \quad (9-18)$$

很容易看出 x_i 的条件密度也是具有参数向量 $(\xi_B^\kappa \psi_i^{-\kappa}, \kappa, \gamma)$ 的 Burr 密度分布。相应地, 条件风险率函数(conditional hazard rate function)为:

$$H_B(x_i | \Omega_{i-1}; \theta_B) = \frac{\kappa \xi_B^\kappa \psi_i^{-\kappa} x_i^{\kappa-1}}{1 + \gamma \xi_B^\kappa \psi_i^{-\kappa} x_i^\kappa} \quad (9-19)$$

对于 $\kappa > 1$ 时的标准期间是单调的。

$\gamma \rightarrow 0$ 时, (9-17) 式可以简化为 Weibull 密度分布, 即:

$$f_W(\varepsilon_i, \theta_W) = \kappa \xi_W^\kappa \varepsilon_i^{\kappa-1} \exp(-\xi_W^\kappa \varepsilon_i^\kappa) \quad (9-20)$$

$\xi_W = \Gamma(1 + \frac{1}{\kappa})$ 。相应地, 期间过程的条件分布也是 Weibull 密度分布, 条件风险率函数为 $H_W(x_i | \Omega_{i-1}; \theta_W) = \kappa \xi_W^\kappa \psi_i^{-\kappa} x_i^{\kappa-1}$ 。与 Burr 分布相比, Weibull 分布表示的条件风险率函数是单调的。在 $0 < \kappa < 1$ 的标准区间里, 它是递减的; 当 $\kappa > 1$ 时, 它是递增的; 当 $\kappa = 1$ 时它是不变的。在后一种情况下, Weibull 分布与指数分布一致, 期间过程的条件风险率函数简化为 $H_E(x_i | \Omega_{i-1}; \theta_E) = \psi_i^{-1}$ 。

Lunde(1999)提出了广义 Gamma ACD 模型, 这里 $\varepsilon_i \in i.i.d$, 具有密度^①:

$$f_G(\varepsilon_i, \theta_G) = \frac{\xi_G^{\kappa\gamma} \kappa \varepsilon_i^{\kappa\gamma-1}}{\Gamma(\gamma)} \exp(-\xi_G^\kappa \varepsilon_i^\kappa) \quad (9-21)$$

① Lunde, A., 1999, A Generalized Gamma Autoregressive Conditional Duration Model, University of Aarhus.

$\xi_G \equiv \Gamma\left(\gamma + \frac{1}{\kappa}\right) / \Gamma(\gamma)$ 。广义 Gamma 分布包含了标准 Gamma 分布 ($\kappa = 1$)、指数分布 ($\kappa = \gamma = 1$)、Weibull 分布 ($\gamma = 1$)，但没有包含 Burr 分布。因为基准风险率依靠不完全的 Gamma 积分 $I(\epsilon_i, \gamma) \equiv \int_0^{\epsilon_i} u^{\gamma-1} \exp(-u) du$ ，因此它没有解析解。然而，有可能根据参数值推导出它的形态特性，如果 $\kappa\gamma < 1$ ，当 $\kappa \leq 1$ 时风险率函数递减，当 $\kappa > 1$ 时风险率函数呈 U 型；相反地，如果 $\kappa\gamma > 1$ ，当 $\kappa \geq 1$ 时风险率函数递增，当 $\kappa < 1$ 时风险率函数呈倒 U 型。最后，如果 $\kappa\gamma = 1$ ，当 $\kappa < 1$ 时风险率函数递减，当 $\kappa = 1$ 时风险率函数不变（指数分布），当 $\kappa > 1$ 时风险率函数递增。

尽管 Engle 和 Russell (1998) 建议使用指数和 Weibull 分布，Burr 分布和广义 Gamma ACD 模型看起来对于价格和交易期间产生了更好的结果。如果准极大似然估计是建立在具有两个参数的标准 Gamma 分布基础上的，则准极大似然估计是一致的 (Drost and Werker, 2003)。

(二) 模型设定检验

由于条件期间模型通常用(准)极大似然法来估计，因此似然比检验可用来比较条件期间模型中的不同分布。然而，由于参数空间的不等式约束，检验统计量的极限分布是 χ^2 分布的组合，其概率权重依赖于参数估计的方差。因此，非常难以获得确切的渐近性实证的临界值。作为一种选择，Wolak (1991) 建议应用渐近的边界检验，但是边界通常很松弛，很可能产生非决定性的结果。

下面设计一种检验方法，即通过匹配密度函数来检查标准区间 ϵ_i 分布的参数设定。更确切地说，就是假设条件均值过程 ψ_i 被恰当设定，然后检验是否有任意一个参数向量值 θ_0 使得标准期间的参数密度函数和实际值几乎处于一致。首先需要考虑无效假设检验的一般问题：

$$H_0: \theta_0 \in \Theta \text{ 使得 } f(x, \theta_0) = f(x) \quad (9-22)$$

与之相对应的备择假设则是：对于任意一个具有独立观察值 $x_1, \dots, x_n$ 的非负随机变量 X ，都不存在这样一个 $\theta_0 \in \Theta$ 。由于在非负随机变量 X 中起作用的标准持续区间是无法观察的，因此提出了本章第三节第四部分的改进内容，即检验条件期间模型 $\hat{\epsilon}_i = x_i / \hat{\psi}_i$ ($i = 1, \dots, n$) 的估计残差。

标准区间真实的累积分布函数 F 和密度 f 当然是未知的，另外，我们仅仅能够证实它们是否属于分布指定的参数家族，因此，我们不管分布参数的设定，使用 Kernel 方法来估计密度函数以获得一致的估计。因为参数密度估计值仅仅在无效假设下是一致的，所以很自然地可以考虑采用衡量这两个密度估计之间紧密程度的检验。

第一个检验程序，即标记的 D-检验，依赖于衡量下述的距离：

$$\Phi_f = \int_x \prod (x \in S) [f(x, \theta) - f(x)]^2 dF(x) \quad (9-23)$$

$\int_x$ 表示对 x 密度函数的积分, $\Pi(\cdot)$ 是指标函数。根据由密度函数衡量的结果, (9-23) 式表明了参数的和非参数的估计值之间的差异。此外, 当且仅当 $x \in S$, $f(x)$ 与 $f(x, \theta)$ 一致时, 它是具有相等的非负数。我们引入子集 S , 以避免密度估计不稳定的区域。(9-24) 式与 (9-23) 式相似:

$$\Phi_{\hat{f}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Pi(x_i \in S) [f(x_i, \hat{\theta}) - \hat{f}(x_i)]^2 \quad (9-24)$$

$\hat{\theta}$ 和 $\hat{f}(\cdot)$ 分别表示真实参数 θ_0 和真实密度 $f(\cdot)$ 的点态一致估计。如果 D-检验统计量 $\Phi_{\hat{f}}$ 足够大, 无效假设将被拒绝。还可以用其他紧密度测量方法, 如同在 Fan (1994) 里使用的对平方差积分而不是对均值积分^①。

由于连接风险率和密度函数的一对一映射的优点, 无效假设 (9-23) 式表明: 存在一个 $\theta_0 \in \Theta$, 使参数模型 $H_{\theta_0}(\cdot)$ 的风险率函数等于真实的风险函数 $H_f(\cdot)$ 。所以, 我们认为第二个测试, 即我们所说的 H-检验信赖于统计量。

$$\Delta_{\hat{f}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Pi(x_i \in S) [H_{\hat{\theta}}(x_i) - H_{\hat{f}}(x_i)]^2 \quad (9-25)$$

$H_{\hat{\theta}}$ 和 $H_{\hat{f}}$ 分别是基准风险率函数的参数和非参数估计值。从以上讨论可知, (9-25) 式在无效假设时接近 0, 在备择假设时比较大。

D-检验和 H-检验统计量的极限分布不依赖于人们如何估计参数密度函数。这是从非参数密度估计收敛的速度比参数密度估计更慢的事实推导出来的, 因此, 可以采用极大似然方法。或者为 D-检验和 H-检验提供一个最小距离, 通过最小化 (9-23) 式和 (9-25) 式来分别估计参数密度, 由此产生的估计值 $\hat{\theta}_n^D \equiv \arg \min_{\theta \in \Theta} \Phi_{\hat{f}}$ 和 $\hat{\theta}_n^H \equiv \arg \min_{\theta \in \Theta} \Delta_{\hat{f}}$ 属于 Newey (1994) 讨论的 M 估计值的类别, 因为其以两步骤程序来进行: 第一步包含一个 Kernel 估计, 第二步解决最小化的问题。

(三) 实证数值结果

在此我们做了有限的蒙特卡罗试验以估计在有限样本时 D-检验、H-检验的性能, 因为在有限样本里大多数非参数检验都要承担实质性的尺寸失真 (size distortions) 的事实, 例如, Fan 和 Linton (2003) 证明了如何忽略容易产生这样的失真的更高阶项。尺寸失真是必然的, 以至于要考虑 D-检验和 H-检验的引导基准 (bootstrap-based) 类型。正如 Horowitz 和 Savin (2000) 指出的, 步步为营法 (bootstrapping) 允许有意义的尺寸校正临界值的计算, 把效能数字放入预测之中, 结果表明运用标准引导过程于估计残差效果很好, 消除了尺寸失真的同时没有损害测试的效果。

通过描绘指数、Weibull ($k = 0.6$)、Burr ($k = 0.5, \gamma = 3$) 以及广义 Gamma ($k =$

^① Fan, Y., 1994, Testing the goodness of fit of a parametric density function by kernel methods, *Econometric Theory* 10, 316—356.

0.5, $\gamma = 3$) 四个分布的误差项 $\varepsilon_i = x_i / \phi_i$, 我们产生了线性 ACD 模型的 15 000 个值, 即:

$$\phi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \phi_{i-1} \quad (9-26)$$

设置 $\alpha = 0.1$, $\beta = 0.7$ 以匹配实证研究中发现的典型估计, 而且, 通过使 $\omega = 1 - (\alpha + \beta)$ 来规范无条件期望期间为 1, 并且设上式中 $\phi_0 = 1$, 连同全部样本 ($n = 15\,000$) 一起, 也考虑由最后 3 000 个值形成的子样本, 以便减轻初始效应, 这些是交易和价格期间数据的典型的样本尺寸, 所有的结果都基于 1 000 个蒙特卡罗重复。

对每一个重复和数据产生过程, 首先用指数分布计算 QML 估计值, 最优化过程利用 Han(1977) 的连续二次程序运算法则, 以便满足广义不等式约束, 接下来, 检查 5 个测试的结果: 将 Ghosh 和 Huang(1991) 的最佳一致核心密度和 Chen(2000) 的 Gamma 核心密度运用到残差的 D-检验和 H-检验, 并将最佳一致核心密度运用到对数残差的 D-检验, 用 Silverman(1986) 的拇指规则 (rule-of-thumb) 选择带宽, 正态分布仅仅作为对数标准化期间的参考, 其他的用指数做参考, 这里也用 $\log n$ 来除拇指规则的带宽, 例如, 对于 Gamma 核心的带宽是:

$$\hat{b}_n = \frac{1}{\log n} \left[\frac{\hat{\lambda}}{4} \right]^{-1/5} (2 - \hat{\lambda})^{-\frac{4}{3}} n^{-\frac{4}{9}}$$

$\hat{\lambda}$ 是指数参数 λ 的一致估计, 举例来说, 就是样本均值的反转。

为了评价 6 个测试的尺寸和效果, 计算了无效假设的拒绝频率, 通过将估计模型套入真实模型的所有例子来更精确地调查尺寸失真, 比如, 尽管真实分布是指数分布, 但可能性考虑的却是一个 Burr 密度, 相反, 为了调查这些测试的效果, 检测估计模型不包含真实设定的情况, 比如, 估计模型设定指数分布, 然而真实密度却是一个 Burr 密度。

渐近检验建立在最佳一致核心密度真实尺寸失真的基础上, 除非是运用有些自由无关的数据生成过程的对数残差, 步步为营地估计残差足以校正测试的尺寸而不影响它们的效能, 相反, 渐近 Gamma 基础的检验在尺寸和效能方面执行起来相对要好, 因此没有必要采用步步为营的方法。我们发现, 检验结果表现出很好的效果, 除非想要把广义 Gamma 分布和 Burr 分布之间区分开来, 具有最佳核心密度的 H-测试有最差的表现: 当真实的基准分布是广义 Gamma 时, 它几乎从不拒绝 Burr ACD 设定。

为了比较, 我们也对具有指数和 Weibull 分布的 ACD 模型进行 Engle 和 Russell (1998) 提出的过度分散检验, 过度分散检验的效果令人失望, 而具有 Gamma 核心密度的 D-测试和 H-测试似乎具有最好的表现。然而对于对数标准期间 D-测试是一个更好的选择, 因此我们随后仅用 D-检验实际检验第四部分建立的模型。

(四) D-检验实证结果分析

D-检验就是通过衡量残差密度函数的参数和非参数估计值之间的紧密程度, 来检

验模型设定的优劣。在 ACD 模型正确设定的条件下,残差 $\hat{\varepsilon}_i = (\phi_i / \hat{\phi}_i) * \varepsilon_i$ 的参数估计值和核心密度估计值都趋向真实的 Burr 密度分布,相反,错误设定的模型则会由于因子 $\phi_i / \hat{\phi}_i$ 在概率上不趋向于 1 从而提高 Burr 分布的混合值,核心密度估计值会趋向于 Burr 密度的混合值,而参数估计值总是属于 Burr 家族的,测试统计值在无效假设下有可能趋于 0,然而在备择假设下它可能会比较大。运用 D-检验有许多有利之处:第一,D-检验测试较为简单,易于操作;第二,与 Bartlett 标识测试相比,D-检验检测了残差的整个分布,而不是其中的一小部分;第三,D-检验没有多余参数,因为在使用估计残差代替误差时没有渐近成本,而且,蒙特卡罗模拟表明这种测试对一些模型在有限样本和能量方面表现很出色;第四,D-检验对固定的和局部的改变具有很好的统计效能。

为了避免核心密度估计值的边界效应,我们用对数残差而不是普通残差,所有的非参数密度估计值用 Gaussian 核心密度分布,然而带宽根据 Silverman(1986)的拇指规则来选择,进行这种修正是必要的,因为 D-检验的渐近理论要求一个低平滑度以避免附带的偏差项。

下面,我们运用 D-检验对第四部分的模型进行实证研究,数据结果列示于表 9.12 至表 9.15 的 D-test 列。D-检验值较好的模型,其非参数密度估计值很好地围绕对数残差的参数密度估计值波动,反之则不然。

对比对数似然值可以发现,一般对数似然值较低的模型其 D-检验值则较大,然而,对数似然值在不同的模型中,有时差异较小,而 D-test 值差异较大,说明 D-检验方法的灵敏度更好,因此两种检验方法具有一定的互补性。

综合考虑所有的实证结果,通过 AIC 以及 D-检验值的对比,BC-ACD、EX-ACD 以及 L-ACD II 三类模型实证结果的成功率最高(即模拟效果较好的次数相对较多),因此,我们认为这三类模型产生了最好的效果。

本章小结

高频数据是指日与日内的数据,主要针对以小时、分钟或秒为采集频率的数据,而超高频数据则指对交易过程实时采集的数据(显然是不等间隔的数据)。在最近的几年里,对金融高频数据的分析成了金融计量学研究的一个重要的领域,金融高频数据分析对金融市场的计量建模、实证金融,乃至连续金融产生了巨大的挑战和冲击,从而也加速了各个研究领域的融合。

金融高频数据的一个显著特征就是观测值以不等间隔取得,一个观测值的取得本身是一个随机的过程,因此在连续事件之间的时间间隔是随机的,该特征与我们所熟悉的固定的、等值的时间间隔数据发生了偏离,也意味着原有的一些常用的模型,如关于波动性研究的 GARCH 模型、SV(Stochastic Volatility)模型等不再适用。

在股票交易日一天内平均来说股票收益波幅存在系统的周期特征,这被称为日内效应。为了估计收益的日内效应,选择非参数的平滑方法以分析日内效应情况。

中国证券市场股票高频数据的基本特征与成熟市场高频数据特征基本相同,各序列表现出肥尾非正态分布的特征,而且具有较大的峰度,随着时间频率的增高,股票收益的非正态性也越高。各序列具有极强的自相关性,价格期间和成交量期间具有明显的过度分散特性,同时具有一阶负自相关性。这些现象即使在消除日内效应后依然存在,这和国外成熟市场相应的数据特征相符。

在股票市场上,当交易频率在不同时间段出现不一致的时候,在这种情况下选择固定时间间隔建模将是不正确的,它会给投资者很多错误的结论或者隐藏了很多有价值的地方。我们提出交易的发生时间被当作服从点过程的时间随机变量。与每次交易发生时间相关的随机变量被称作标记量,这样可以得到一个相关联的点过程模型,条件密度函数是根据过去的事件建立的,它最重要的用途是测度和预测交易的密度,即瞬时交易量。模型的条件密度函数建立在过去事件的时间间隔,过去交易的特征,以及过去外部影响的基础上,正因为这类模型依赖于过去的期间持续所以被称为自回归条件期间持续模型。

本章用中国石化的实时交易数据,用极大似然法估计简单 ACD 模型以及对数线性 ACD 模型。由于我们假设 ϵ_i 具有 Burr 密度分布,估计结果与 ϵ_i 具有指数分布的情况会有些差异。所有模型实证结果参数都是显著的, ϵ_i 具有 Burr 密度的模型其极大似然值的绝对值更小。

我们研究了 ACD 模型的不同扩展类型,分别在不消除日内效应和消除日内效应的前提下,用中国石化的价格期间和成交量期间做建模实证。对 ACD 扩展类型的实际应用不仅可以分析这类模型在中国证券市场的实用性,而且可以弥补简单 ACD 模型的不足之处,有利于我们采用更好的模型类型进行高频数据的研究工作。

我们研究采用两步法来测试条件期间模型的误差项的分布,第一步包括通过 QML 估计条件期间过程,以获得误差的一致估计;第二步衡量基准密度的参数和非参数估计与残差的风险率函数之间的紧密度。与 Bartlett 标识测试相比,两步法检测了残差的整个分布,而不是瞬间限制的一小部分。

D-检验就是通过衡量残差密度函数的参数和非参数估计值之间的紧密程度,来检验模型设定的优劣。

我们运用 D-检验对第四部分的模型进行实证研究,通过 AIC 以及 D 检验值的对

比,BC-ACD、EX-ACD 以及 L-ACD II 三类模型实证结果的成功率最高(即模拟效果较好的次数相对较多),因此,我们认为这三类模型产生了最好的效果。

思考与练习

1. 何谓金融高频数据?对金融高频数据的研究和分析有什么意义?
2. 金融高频数据的主要特征是什么?试述金融高频数据现已涉及的研究领域。
3. 任取两组指数数据,试用你熟悉的统计软件对这两组指数收益率进行相应的基本统计描述,包括均值、标准差、偏度、峰度、J-B 检验,并画出这两组数据收益率波动图。
4. 什么是日内效应?本章在处理日内效应时采用的是什么方法?
5. 我国金融高频数据同国外成熟市场有什么相似之处?
6. 试阐述 ACD(1, 1)模型和 GARCH(1, 1)模型有哪些相似之处。
7. 在 EACD 模型的基础上,我们得到了多种扩展形式,包括简单 ACD 模型、BC-ACD、L-ACD I、L-ACD II、AL-ACD、PACD、AP-ACD、A-ACD 和 EX-ACD,试阐述这些扩展形式的参数 λ , ν , b , c 分别满足什么条件。
8. 本章采用 D-检验就是通过衡量残差密度函数的参数和非参数估计值之间的紧密程度来检验模型设定的优劣,那么请阐述一下使用 D-检验有哪些好处。

第10章

金融风险预警指标 体系及预警方法

经济一体化和金融全球化使各国之间的金融风险防火墙逐渐消失,20世纪90年代以来在世界范围内接连发生了数次金融危机。1992年英国的英镑危机,1994年的墨西哥比索危机,1997年东南亚的金融危机,2008年美国次贷危机,等等。金融危机的爆发,危及国家金融安全,并由于国际收支的传染性,危机将迅速蔓延到其他国家,给各国的金融和经济造成破坏性影响。虽然我国没有遭受金融危机的直接冲击,但在我国改革开放的过程中,金融开放仅仅是时间的问题。因此,认识和防范金融风险,建立完善的金融风险预警体系,对于保证我国经济健康稳定的发展具有重要意义。

第一节 金融风险的内涵及金融危机的成因

金融风险,一般是指经济主体在金融活动中遭受损失的不确定性或可能性,而金融危机实质就是金融风险大规模、高强度地集中爆发,是货币信用领域出现的混乱状态。

一、金融风险的内涵

风险是指不确定的变化结果。金融风险是指在金融领域里发生的不确定的变化结果。长期以来,金融风险一直被看作是一种微观金融活动的风险。例如,英国的经济学家洛伦兹·格利茨(Lawrence Galitz)认为“金融风险是对暴露于风险中的任何金融实体在财务经营方面所造成的冲击”。但是,20世纪90年代以来多个国家和地区发生的

金融危机使人们认识到,不仅存在着微观金融活动的风险,而且还存在宏观金融活动的风险。

(一) 微观金融风险

微观金融风险是指金融活动的参与者如厂商、金融机构、个人投资者所面临的不确定的变化结果。我国的微观金融风险主要表现为信用风险、流动性风险、资本风险、投资风险和表外业务风险,以及利率风险、汇率风险。其中最重要的是信用风险。

(1) 信用风险。信用风险是指借款人违约不偿还债务所欠的本金和利息,造成贷款人资产损失和利息收入损失的风险。

(2) 流动性风险。流动性风险是指经营实体不能按照合理的条件取得现金的风险。流动性风险的主要压力来自于短期负债部分。

(3) 资本风险。资本风险是指金融机构没有足够的资本金来补偿意外损失,维持客户的利益。

(4) 投资风险。投资风险是指投资者对投资活动未来现金流量的预期与未来实际现金流量的偏离,使投资者蒙受损失的可能性。

(5) 表外业务风险。表外业务风险是目前不能反映在金融机构资产负债表中的一些项目,比如承兑汇票,有追索权的资产,远期信用证等,这些都可能导致表外业务风险。

(6) 利率风险。利率风险是指应收债权或应负债务因利率变化而发生变化的风险。

(7) 汇率风险。汇率风险主要指对外资产或对外负债因汇率变化而发生变化的风险。

(二) 宏观金融风险

宏观金融风险是指各种金融制度或金融活动对整个国民经济带来的不确定的变化结果。宏观金融风险主要包括下述几种类型:

(1) 制度风险。制度风险是指一个国家的货币当局因实行不合适的金融体制、汇率制度或货币政策而产生的风险。

(2) 外债风险。外债风险是指一个国家因无力偿还到期外债而产生的风险。

(3) 国际投机风险。该风险是指外国机构投机者对某个国家发起投机性金融攻击所产生的风险。

微观金融风险和宏观金融风险是相互区别的。前者产生于微观经济因素,是后者的基础;后者建立在前者之上,又受到宏观经济因素及国际经济的影响。我们力图从研究微观金融风险出发,来探寻宏观金融风险的形成机理,从而建立起金融风险如何酝酿成金融危机的理论体系。

二、金融危机的成因

早在 1929~1933 年大危机后,西方学者即对金融危机进行了理论研究,早期的费

雪、凯恩斯等主要从经济周期运动发展的角度解释金融危机。进入20世纪70年代以来,西方经济学界对国际金融的研究不断掀起高潮。克鲁格曼、弗拉德、加伯和萨克斯等学者主要强调内因,认为金融危机是由经济自身发展的不均衡、不协调和脆弱性引起;奥伯斯特菲尔德(Obstfeld)则认为外部经济条件变化对国内经济的冲击导致金融危机;米什金和斯蒂格利茨等引入不对称信息理论,认为信息不对称逐步积累金融风险,最终导致金融危机的爆发。下面我们对20年代以来西方主要的金融危机理论作一介绍。

(一) 克鲁格曼的金融危机学说

克鲁格曼的金融危机学说是受到塞兰特和赫得森(Salant and Herderson, 1978)对国际商品价格稳定计划研究的启发。克鲁格曼认为,中央银行在维持固定汇率制时面临着困境:政府若采取扩张性的财政政策,最终将不可避免地导致固定汇率制的瓦解。其原因是,在政府存在大量财政赤字的情况下,中央银行必然增发货币为财政赤字融资,随着货币供应量的增加,外币的影子价格会逐步上升,公众会调整资产结构,增加对外币的购买。因此,随着政府持续地为财政赤字融资,外汇储备(不管它的初始量是多大)终有一天要耗竭,固定汇率迟早要崩溃。

克鲁格曼突出强调了赤字财政政策最终导致膨胀性货币政策与金融危机之间的因果关系,因此该理论很适合解释布雷顿森林体系的崩溃及20世纪80年代拉美的债务危机。Edwards(1995)系统研究了1954~1975年间的87次大大小小的金融危机,发现一个共同特征:即危机发生国都伴随着巨额财政赤字问题,而这些赤字又往往通过中央银行的扩张性货币政策来弥补。但是20世纪80年代以后,西方各国普遍推行新自由主义政策,十分重视健全的财政、货币政策。因而克鲁格曼的理论对80年代以后的国际金融危机解释力不强。

(二) Obstfeld 的危机自我实现说

Obstfeld强调投资者预期的自我实现功能。他的出发点是维护汇率的成本和公众预期密切相关,公众贬值预期越强,维护固定汇率制的成本越高。所谓贬值预期强即意味着外币的远期汇率会大幅上升,若国外利率保持不变,这就意味着要维持现期的固定汇率,必然要求国内利率相应大幅上升,以维持利率平价,否则套汇投机将导致资本量外流,最终导致储备耗竭和固定汇率的瓦解。但是利率的大幅上升必然抑制国内经济增长,增加政府和企业的债务负担,甚至导致大规模的破产浪潮。如果投机者预期政府不愿承担如此高昂的成本,投机者就会发动攻击,如果投机者预期政府愿意付出巨大的政治、经济、社会成本来保卫汇率,便会放弃攻击,固定汇率制仍会保持下去。这实际上是一个双方博弈的过程,由于预期的不同而产生两种截然相反的结果。

一旦一国的内外政策不协调,投机者预期汇率最终会贬值,投机者就会提前抢购外汇致使国内的经济状况提前恶化(如利率下降),增加政府维护汇率的成本,最终迫使货币危机提前到来。

在 Obstfeld 理论中,突出强调了国际政策不协调,尤其是货币政策不协调是危机产生的主要原因,而并不意味着危机发生时本国经济状况恶化。这一理论主要侧重于外部事件对汇率制的冲击,仅仅外部冲击(比如国外利率大幅上升)就可以引致对固定汇率制的冲击。Obstfeld 的理论在 1992 年英镑危机中得到了证实。

(三) 萨克斯的多重均衡模型

1994~1995 年墨西哥爆发了金融危机,并很快波及阿根廷、巴西等国。当时墨西哥等国普遍的经济状况是国内通货膨胀严重,本国货币币值高估,而造成这种现象的原因主要是国内信贷膨胀严重。同时国内信贷膨胀又使得国内金融体系十分脆弱,从而对内部、外部冲击的抵抗力都大大下降。因此,萨克斯认为银行体系的健康状况是研究金融危机的核心。

萨克斯认为一国金融机构的信用膨胀预示着该国金融体系的脆弱:(1)信用膨胀很可能导致银行不良资产上升以及企业负债率很高,因而对内外部冲击的抵抗力下降。对内有可能遭受经济周期中利率升高的打击,对外有可能对国外利率上升,贸易逆差过大十分敏感。(2)信用膨胀很可能导致国内物价水平上升,引起实际汇率的高估以及贸易赤字上升,同时国内银行体系的脆弱性也使政府维护汇率稳定的成本上升。(3)更重要的是,信用膨胀意味着国内本币对外币的流动性增加,在货币可自由兑换的情况下,均可对中央银行的外汇储备构成求索权。

萨克斯认为,危机爆发取决于资本外流是否大于储备,而投资者是否抽逃资本取决于政府维护汇率的措施(主要是提高利率所决定的利息平价条件)。因此危机的爆发必须具备两个条件:(1)基本经济状况恶化,汇率高估且政府无力维持汇率;(2)资本外逃大于储备。而克服危机的办法就是由一个贷款者提供新的资金注入。

萨克斯的理论很好地解释了 1994~1995 年墨西哥金融危机,对探究 1997 年亚洲金融危机发生原因也有很好的参考意义。

从上面三种危机理论中,我们可以概括出引起金融危机的因素:(1)基本经济状况是否恶化,尤其是汇率是否失衡;(2)是否有外部冲击,特别是国内外利率差是否扩大;(3)政府对危机的反应能力及维持汇率的可选择的政策工具。

金融危机形成的原因是我们建立金融危机预警体系的理论背景。下面两节我们将分别介绍国内外学者对金融风险预警指标体系和预警方法的研究状况。

第二节 国内外金融风险预警指标体系评价

由于金融危机造成经济调整的代价十分昂贵,因此寻找能够作为危机早期预警信号的经济变量,建立金融危机预警指标体系,引起了诸多政府、机构和学者的广泛兴趣。

一、各国不同机构的金融风险预警指标体系

(一) 富兰德指数

富兰德指数,又称国家风险预测指数,是第一个反映政治经济环境风险的评价指数。它是 20 世纪 60 年代末由美国商业环境风险情报研究所(Business Environment Risk Intelligence, BERI)的 F. T. 汉厄教授(F. T. Haner)设计的,富兰德指数是由定量评级体系、定性评级体系和环境评级体系构成的综合指数。定量评级体系用于评价一个国家债务偿付能力,包括外汇收入、外债数量、外汇储备状况及政府融资能力四个方面的评分;定性评级体系重在考察一个国家的经济管理能力和外债结构、外汇管制状态、政府官员贪污渎职程度及政府应付外债困难的措施五个方面的评分;环境评级体系包括政治风险、商业环境、政治社会环境三个指数系列。上述三个评级体系在总指数中的比重分别为 50%、25%和 25%。该情报研究所定期公布并发表研究报告、统计数据及分析结果,根据数据既对即期风险情况给予综合打分,还对未来一年后、五年后的综合分数进行预测。

(二) 日本公司债务研究所的国家风险等级

该指数体系包括 14 个项目,分别是:内乱、暴动及革命的风险性;政权的稳定性;政策的持续性;产业结构的成熟性;经济活动的干扰;财政政策的有效性;金融政策的有效性;经济发展的潜力;战争的危险性;国际信誉地位;国际收支结构;对外的支付能力;对外资的政策;汇率政策。每个项目分值从 0~10 分,并据此来确定风险等级。风险可分为 A、B、C、D、E 5 个级别系列,风险程度由低到高:A 级(9~10 分)、B 级(7~9 分)、C 级(6~7 分)、D 级(3~6 分)、E 级(0~3 分)。

(三) 德国经济研究所制定的金融风险预警系统

这个系统是由联邦德国经济研究所于 1975 年制定的,它包括一系列经济指标,用于考察一国的国家风险状态,以便在该国国家风险出现之前预先报警,提醒有关方面注意。预警系统包括以下指标及比率:偿债比率、本金偿还比率、负债比率、偿债额对国内生产总值的比率、负债额对出口额的比率、负债对外汇储备的比率、流动比率、经常项目收支逆差对出口额的比率、货币供给的增长率、财政赤字对国内生产总值的比率和 IMF 基金借款对本国在该组织份额的比率等。

二、著名金融刊物的国家风险评估指标体系

主要有《欧洲货币》杂志各国国家风险等级指标和《机构投资者》杂志的机构投资家金融预警指标体系。

(一) 《欧洲货币》各国国家风险等级指标

国际金融界权威刊物《欧洲货币》每六个月公布一次各国国家风险等级表。该表侧

重反映一国在国际金融市场上的形象与地位。评估采用 9 种经济指标,即经济表现、政治风险、债务指数、银行贷款的进入、短期融资的进入、资本市场的进入、福费廷折扣、信用等级和违约或重新安排债务。这些经济指标又可分为三个大的指标种类,即分析性指标、信用指标和市场指标。

(二)《机构投资者》机构投资家金融预警指标体系

它是国际上著名的金融刊物《机构投资者》每两年在九月号刊出的各国国家信誉等级表。它直接反映了国际银行界对某国的信誉评估,此表是该杂志向活跃在国际金融界的 75~100 个大型国际商业银行进行咨询调查,由这些银行的高级职员给出国家信用质量的主观判断分数(0~100 分之间),分数越高,则信用等级越高,违约的可能性越小。

三、国际货币基金组织的金融预警指标体系

(一) Hardy 设计的金融预警指标

国际货币基金组织(IMF)中东局的资深经济学家 D. C. Hardy 设计的金融预警指标如下:银行部门的预警指标:包括银行资本金水平(银行资产—银行负债),银行资本金变化量(与不良贷款有关,若冲销则减少),银行收支结构的变化(对某一个具体部门,如房地产部门的贷款量突然增加),银行资产与负债的期限结构突然变化(比如短期资产与负债突然过多)。

宏观经济部门的预警指标:包括 GDP、消费、投资在迅速上升之后开始下降,加速的通胀突然逆转,向私人的信贷上升到峰值之后下降,实际利率稳步上升,实际有效汇率升值之后贬值,愈益依赖外国借款。

(二) Hermosillo 设计的金融预警指标

国际货币基金组织学院亚洲处的经济学家 B. G. Hermosillo 设计的金融预警指标包括:不良贷款对总资产的比率,资本对总资产的比率(这两个指标综合起来,就是资本证券加贷款储备减不良贷款对总资产的比率,其阈值设为 0),市场风险,信用风险,流动性风险,道德风险,传染程度(总贷款对总产出的比率)。

(三) Sharma 提出的金融预警指标

国际货币基金组织学院欧洲处的资深经济学家 S. Sharma 虽然认为金融预警基本上是不可行的,但仍在其文章中提出了若干金融预警指标包括:实际汇率高估,国内信贷迅速增加,广义货币对外汇储备之比,国内通胀率的增加,外国直接投资流入的减少,工业化国家利率的上升,外贸赤字的扩大,财政赤字的增加,出口业绩下滑,实际 GDP 减少。

(四) 戈德斯坦设计的金融预警指标

国际货币基金组织高级研究员戈德斯坦设计的主要金融预警指标包括:实际汇率

升值之势超出正常趋势,股价下跌,货币乘数增加,实际利率上升,出口下降,广义货币余额对国际储备的比率上升(在银行危机情况下),真实 GDP 增长率下降。

四、斯坦福大学学者的金融危机预警指标体系

斯坦福大学学者刘遵义教授的金融危机预警指标体系曾经比较准确地预测了亚洲金融危机的发生,对国内金融预警指标体系的研究也有较大影响,所以我们单列出来做较为详细的介绍。

1995 年,在南非共和国首都召开的联合国世界经济预测项目 1995 年秋季年会上,刘遵义教授做了题为“下一个墨西哥在东亚吗?”的报告。他使用历史的实证比较数量分析方法,以及用综合的模糊评价方法,以墨西哥为参照国家,分析东亚地区发生金融危机的可能性。他选用了衡量一个国家和地区的经济和金融在世界经济和国际金融环境中的状况与地位的 10 项经济指标:实际汇率、实际 GDP 增长率、相对通货膨胀率、国际贸易差额、国际收支经常项目差额、顺差或逆差,以及跨国组合投资与外商直接投资比例等。

刘遵义教授认为,一国的金融危机是一种综合现象,最重要的特征是该国本币的突然大幅度贬值(伴以股市大幅下跌),造成这种现象的主要原因是危机前一个时期内该国本币的持续长时间高估。判断某种货币是否处于高估状态,要从世界经济、金融的具体环境出发,讨论和分析这种货币的地位和状况。前述指标是判断这种地位和状况的主要依据。一国在 10 个方面的不同表现构成了可能发生金融危机的各种征兆。

他以墨西哥为参照国,观察了 1985~1995 年 10 年来中国大陆、中国香港、印度尼西亚、韩国、马来西亚、菲律宾、新加坡、中国台湾和泰国九个东南国家和地区的经济发展和金融情况。若一国指标表现好,记为“√”;较差,记为“×”。若以“一国表现较差的指标个数/总指数个数”作为该国发生金融危机的主观概率,则可知可能重现墨西哥式金融危机的国家是:菲律宾、泰国、印度尼西亚和马来西亚,而中国大陆、中国香港地区、中国台湾地区和新加坡不大可能发生金融危机。

五、国内关于金融风险预警指标体系研究的情况

(一) 中国社会科学院的陈秀英等设计的金融危机预警指标体系

《世界经济统计研究》第四期(总 42 期)载《金融危机预警指标体系的建立及可行性分析》(陈秀英)一文提出的金融危机预警指标体系包括 20 个指标,主要指标有:通货膨胀率(5%以下),国内信贷增长量与 GDP 的比值(10%左右),实际汇率,国际收支经常项目逆差对 GDP 的比值(5%以下),外汇储备(可供支付进口用汇 2~3 个月),外债结构指标(负债率低于 25%),资本金充足率(8%以上),核心资本金充足率(4%以上), $(\text{外国直接投资} + \text{经常项目差额})/\text{GDP}$,货币供应量增长率,实际利率差(国际与国内利率之差)。

(二) 中国人民银行湖北分行提出的金融风险监测预警指标

中国人民银行湖北分行在其《金融风险监测及防范对策研究》中提出,金融风险来自非系统和系统的风险,为此金融风险指标体系也分为非系统金融风险监测指标体系和系统金融风险指标体系,其中非系统金融风险监测指标体系包括:(1)信用风险指标,关键指标是呆滞贷款、呆账贷款,普通指标是逾期贷款;(2)流动性风险指标,关键指标是备付金比例,普通指标是资产流动性比例、存贷比例;(3)经营风险指标,关键指标是拆入资金比例,普通指标是各项资金损失率、自有资金比例;(4)资本风险指标,关键指标是资本/总资产比值,普通指标是资本充足率、同一贷款客户贷款余额。

该研究还提出了每个指标的极值、预警值及变动区间。系统风险包括利率风险、货币风险、政策风险、国际收支风险等。

(三) 中国人民银行重庆营业管理课题组设计的金融风险监测评价体系

该课题组把总体的金融风险分为金融业风险、非金融业风险和外资外债风险,然后运用美国 T. L. Saaty 的层次分析方法,把各行业风险进行多层次展开,最后提出 98 个指标来综合评价金融风险状况,关于各个指标的权重,该课题组是利用收集到的问卷数据汇总后再做判断矩阵运算得到的。

(四) 中国人民银行的杨国忠等设计的金融预警系统

在中国人民银行研究局编的《金融热点问题》中,杨国忠提出的预警指标包括:(1)机构预警指标;(2)经营预警指标,包括银行业经营预警指标(流动性风险、信用风险、资本风险、投资风险、表外业务风险)及非银行金融机构经营风险(证券业风险、信托业风险、财务公司风险、投资基金风险、保险业风险);(3)外资外债风险,包括外债规模、外债来源结构、外债结算和外债期限结构等。

第三节 金融风险预警方法评价

上一节我们介绍了国内外不同机构、学者建立的金融风险预警指标体系,这一节我们着重介绍金融风险预警的具体方法。用来预测金融危机的方法基本上可分为四类:一是 Kaminsky-Lizondo-Reomjart 的信号分析法,二是 Frankel 和 Rose 的概率单位模型,三是 Sachs-Tornell-Velasco 横截面回归方法,四是刘遵义的主观概率法。关于第四种主观概率法,我们在上一节中已经作了介绍,在此不再赘述。

一、Kaminsky 等人的信号法(简称 KLR 方法)

该方法常被用于预测商业周期的转折点,Kaminsky 等人将其用于分析金融危机。

一个指标偏离均值的程度超过阈值时,被称为发出了一个信号。一个时期内指标

预期危机的能力被称为信号水平时期。在 Kaminsky 等人的研究中,时期定为 24 个月。一个信号发出后 24 个月内发生了金融危机,称为一个好信号;一个信号发出后 24 个月内未发生危机,称为一个坏信号或噪音。噪音—信号比率是实际发出的坏信号的份额(噪音)除以实际发出的好信号的份额。

如何筛选出对金融危机有预测力的指标呢?因为没有预测力的指标将随机地发出信号,在样本充分大时,其噪音—信号比可能等于或大于 1。因此,那些噪音—信号比等于或大于 1 的指标因噪音过多,对预测危机没有帮助。依此准则,有预测力的指标有实际汇率、出口增长率、股价、M2/国际储备、产出增长率、“过度”的 M1 余额、国际储备增长率、M2 乘数增长率、国内信贷/GDP 增长率、实际利息率、贸易条件增长率和实际利息率差异。

发出信号与危机发生的时间间隔的长短至关重要,二者差异甚大。Kaminsky 等人还讨论了指标的先导时间(leading time),即研究指标先于危机第一次发出信号的平均月数。前述指标都在危机发生的一年或一年半之前发出第一个信号,其中实际汇率和实际利息率先导时间最长,其他指标可作为先导指标而不是同步指标。

Kaminsky 等人在 1998 年把经过噪音—信号比检验辨别出的那些单个指标进行加权,综合成一个单一的危机指标,指标的权数是其噪音—信号比的倒数(Andrew Bery and Catherine Pattillo, 1998)。用此指数既可进行样本内模拟,又可进行样本外预测。

进行样本内模拟,对样本国家 i 在时间 t 时发出信号的指标进行加权,在其后 $\{t, (t+24)$ 个月}内发生危机的条件概率为:

$$P(C_{t, t+24}^i | K_t = j) = \frac{K = j \text{ 时, 24 个月内发生危机的月数}}{K = j \text{ 的月数}}$$

这里, K 是发出信号的指标的加权和, C 表示发生危机, j 是某个数字。

为检验模拟程度的好坏,需要一个相应的切割概率(cut-off probability)。当估计的危机发生概率大于切割概率,一个预危机(pre-crisis)期(即在观察月份的 24 个月内发生了金融危机的时期)被正确呼叫,或当估计的危机概率小于切割概率,一个平静期(即在观察月份的 24 个月内未发生危机的时期)被正确呼叫,可认为模拟程度较好;当估计的危机概率高于切割概率并发出了一个警报,而在 24 个月内未发生危机时,或当估计的危机概率小于切割概率,模型发出一个平静期呼叫,而在观察月份的 24 个月内未发生危机时,被认为是发出了错误警报。

当把 1997 年发生的亚洲金融危机纳入样本中进行模拟时,得到如下结果:在切割概率为 50%时,模型几乎完全呼叫了平静期,但同时几乎所有的危机月份(91%)未被呼叫,44%的信号是错误信号。Andrew Bery 和 Catherine Pattillo(1998)把“经常项目/GDP”和“M2/储备”这两个指标加入综合指数后,对 Kaminsky 等人原先设定的拟合度稍微有所改进(KLR 只有“M2/储备”的增长率这个指标,没有采用“经常项目/

GDP”,实际上,“M2/储备”和“经常项目/GDP”的噪音—信号比远小于1,具有较好的预警作用)。假如对危机月份的预测更为关注,不担心呼叫了过多的危机,则可把切割概率降为25%,这时,40%以上的危机月份被正确呼叫了,但同时发出错误警报的概率也大为增加。

我们研究金融危机预警模型的目的在于预测金融危机发生的可能性,而并不只为了进行样本内模拟。1997年发生的东南亚金融危机是一块很好的“试金石”。我们应用1995年4月以前的数据做模型,而后应用所做的模型进行样本外预测,结果表明:用信号法预测1997年东南亚金融危机,在切割概率为50%时,被正确呼叫的预危机期至多为4%,在切割概率降为25%时,这个比例才提高到25%或32%。但用25%的切割率,在发出信号的条件下,发生危机概率为40%,大于无条件概率27%,并且显著性水平为1%。

上述对信号法的模拟能力或预测能力的检验都包含了对发生危机时间的预测。上述结果说明,要准确地预测危机发生的时间是很困难的。我们也可退而求其次,仅仅预测在全球金融动荡时期(如1997年)哪些国家更为脆弱,即研究信号法是否对实际发生金融危机的国家赋予高的预测概率。为此,将样本国家按发生金融危机的概率大小和实际危机指数大小分别排序,对1997年的有关数据研究结果表明:按实际危机指数排序与按预测排序显著地相关,用原先的设定, R^2 为28%,加入“经常项目/GDP”和“M2/储备”后, R^2 上升到36%,综合解释能力仍然相当低。

二、Frankel 和 Rose 等人所用的概率单位模型

当事件的结果是离散且有限的,常用的模型是概率单位模型(probit model)。若把因变量定义为:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{发生金融危机} \\ 0 & \text{未发生金融危机} \end{cases}$$

则因变量是离散的。若以 x 表示导致金融危机的因素, β 是 x 对应的参数向量,则:

$$\begin{aligned} P\{Y = 1\} &= F(x, \beta) \\ P\{Y = 0\} &= 1 - F(x, \beta) \end{aligned}$$

就是一个概率单位模型。

当样本中有 n 个国家,样本时期为1, 2, ..., T 时,若:

$$P\{i, t\} = \begin{cases} 1 & \text{当 } i \text{ 国在 } t \text{ 时发生危机} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

以 $X(i, t)$ 表示 i 国 t 时对应的 X 值,则概率单位模型的对数似然估计为:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \{(i, t) \ln[F(\beta'x(i, t))] + (1 - P(i, t)) \ln[1 - F(\beta'x(i, t))]\}$$

将样本值代入:

$$\partial \ln L / \partial \beta = 0$$

求解可得 β 的估计值,进而可求出 $P(i, t)$ 的估计值。

Frankel 和 Rose 根据 100 多个发展中国家 1971~1992 年的数据,利用概率单位模型来估计金融危机发生的概率(Frankel and Rose, 1996)。为了研究他们建立的模型(以下简称 FR 模型)预测 1997 年东南亚金融危机的效果,Andrew Bery 和 Catherine Pattilo 把 Frankel 和 Rose 所用的样本 FR 模型(简称模型 1)及修正模型(指相对原先的模型,用“储备/M2”代替了“储备/进口”,并引进了经济开放度指标——“进出口总额/GDP”作为解释变量,简称模型 2)做样本内模拟时,若用 50%的切割概率,则模型 1 和模型 2 分别准确预测了 89%、90%的观察,但其中大部分准确呼叫为平静期,模型 1 仅准确呼叫了 105 次危机中的 8 次,模型 2 准确呼叫了危机中的 1/3。当切割概率降为 25%,效果更好一些。这表明 FR 模型有一定的样本内模拟能力,但总体效果欠佳,修正后的模型比原先的 FR 表现有所改进。

用概率单位模型方法建立的模型 1 和模型 2 来分别预测 1997 年 44 个国家发生危机概率,并与按实际危机指数大小的排序进行比较,可计算出 Spearman 相关系数及排序的实际值对预测值回归的 R^2 ,结果表明 FR 模型的预测并不成功,相关系数分别为 24%、22%, R^2 仅为 6%、5%,表明预测不显著。对泰国而言,发生危机的概率不到 10%,同时墨西哥、阿根廷也高达 18%、8%,而实际上前者是危机严重的国家,后者未发生金融危机。

三、Sachs 等人的横截面回归方法

KLR 方法和 FR 方法都是以一组国家的数据为基础来进行预测。这引起了两个问题:一是数据的使用基于所有危机都可用相同模式解释的假设;二是即使有了大量的危机数据,因为可供分析的解釋变量太多,不可能全部考虑。为解决上述两个缺陷,Sachs, Tornell 和 Velasco(1996)采用这样一种方法:集中分析起因类似的一小组危机,同时主要分析对说明危机的原因至关重要的一些变量。这就是他们的横截面回归方法(简称 STV 方法)。

在用 STV 方法分析 1994 年 12 月发生的金融危机对 1995 年其他新兴市场的影响时,他们检验了横截面国家在 1995 年金融危机规模的决定因素。该方法不能回答危机发生的时机,但能指出在改变全球金融环境的事件中,哪些国家将受到严重影响。

他们利用 20 个新兴市场国家的横截面数据进行估计。把危机指数(IND)定义为储备养活百分比和外汇减少百分比的加权和。利用横截面数据来估计模型的参数,然后检验,得到了下列模型:

$$IND = \beta_1 + \beta_2 RER + \beta_3 LB + \beta_4 RER \times DLR + \beta_5 LB \times DLR \\ + \beta_6 RER \times DWF + \beta_7 LB \times DWF$$

其中, RER 代表实际汇率贬值幅度; LB 代表贷款繁荣度, 用私人贷款的增长率表示; DLR 代表低储备的哑变量, 当储备/M2 处于低四分位中时为 1, 其他为 0; DWF 代表弱基本变量的哑变量, 当 RER 处于低四分位中或 LB 处于高四分位中时为 1, 其他为 0。

他们发现, 对低储备和弱基本变量的国家, RER 对危机的影响效果为负, 即实际汇率贬值的国家发生危机的可能性较小, LB 对危机的效果为正。这说明当国家的金融体系脆弱和国际储备较低时, 汇率高估或贷款繁荣容易引致投机进攻进而引发金融危机。上述模型的 R^2 为 69%, 表明该模型对 1994 年墨西哥金融危机传染引起的相关国家的金融危机的解释能力相当强。

为检验 STV 模型的预测效果, 可用 1995 年墨西哥等国的数据建立的 STV 模型来预测 1997 年发生的东南亚金融危机, 按预测的危机指数的大小排序。同时, 根据 1997 年 4~11 月实际数据算出的实际危机指数将有关国家排序, 结果表明, 相关系数只有 8%, 用实际排序对预测回归, R^2 只有 1%。这说明, 当用 1995 年的数据建立 STV 模型来外推预测 1997 年东南亚金融危机时, 效果不佳。从细节上看, 这个模型对马来西亚和泰国金融危机的预期与实际情况相吻合程度较大, 对巴西和阿根廷的预测也可以, 但对印度尼西亚和韩国的预测偏低, 与实际不吻合。

四、对四种金融风险预测方法的评论

分别按 KLR 噪音—信号指标加权求和法、FR 法、STV 方法预测 23 个国家在 1997 年发生金融危机的概率, 并按概率大小排序, 然后持这些排序分别与 1997 年的实际值的大小排序比较发现, 就样本外预测而言, KLR 的噪音—信号指标加权求和法效果较好; FR 方法的 Spearman 相关系数至多为 33%, R^2 最多为 11%; STV 方法的 Spearman 相关系数至多为 23%, R^2 最多为 5%。这说明, FR 方法和 STV 方法的预测能力较差, 但二者相比较, STV 方法更差。不过, KLR 方法的 Spearman 相关系数最多也才达到 60%, R^2 最多达到 36%, 表明预测效果不理想。从细节上看, 泰国实际危机指数排名第 1, KLR 方法及 KIR 修正方法对其预测分别为排名第 16 位和第 7 位; 菲律宾实际排名第 8 位, KLR 方法及其修正方法对其预测排名均为 1。这说明从细节上看 KLR 方法的预测能力也欠佳 (Andrew Bery and Catherine Pattillo, 1998)。

按刘遵义教授的预测结果, 菲律宾排名第 1, 并且我们只考虑了小样本, 悬殊都这么大, 说明他的方法的预测效果也不理想。原因可能在于其预测以墨西哥在 1994 年发生的金融危机为参照系, 因此预测效果理想的前提是 1997 年的东南亚金融危机的原因与墨西哥 1994 年金融危机的原因基本一样。STV 方法是根据某年前后一些国家的横截面数据来建立模型、估计参数和筛选变量, 其中一个国家在该年发生了金融危机。用

所建模型预测将来时,也基于将来发生金融危机的原因与建立模型所用年份发生的金融危机基本一样。用 1995 年与墨西哥金融危机有关国家的数据建模,而后预测 1997 年东南亚金融危机,预测效果不好,表明了 STV 方法虽然克服了 KLR 方法和 FR 方法的缺点,但自身缺陷对预测效果有较大的影响;同时,也表明了 1997 年东南亚金融危机与墨西哥金融危机有许多根本的不同,这部分解释了刘遵义教授的预测效果也不理想的原因。

KLR 方法和 FR 方法尽管有许多缺陷,但它们考虑的样本众多,同时把大量的可能引起金融危机的经济、金融指标作为解释变量纳入模型,相对 STV 方法只考虑小样本与金融危机密切相关的变量,KLR 方法和 FR 方法捕捉了更多的共性。事实上,对 KLR 方法和 FR 方法在不同国家、样本和时期的重新估计维持了模型的基本结果。而小样本的 STV 方法是以很小的观察拟合复杂的设定,当样本数目略做变动或修正数据时,模型结果变动明显,这表明它相当不稳定。所以,KLR 方法和 FR 方法的预测效果均比 STV 方法好一些。至于这三种方法与刘遵义教授所用方法的比较,由于所用样本数差别太大,前三种方法所用样本在 23 个以上,后一种方法所用样本仅为 9 个,并且有两个样本(新加坡、中国香港地区)不属于前三种方法所用样本之列,因此共同样本仅为 7 个,所以不便于比较孰优孰劣。

虽然 FR 方法较 STV 方法稳定,但并不理想。KLR 方法也仅是尝试性的,因为在不同的环境中正式检验指标的统计显著性的样本数目有限,并且,KLR 方法未考虑政治和经济结构变量,而这些变量对特定国家特定时期的金融危机的影响是很重要的。另外,KLR 方法不是从特定经济结构模型导出的,科学性不强。以上种种方法论的缺陷,使它们在预报危机时的可信性不强。

第四节 建立我国的金融预警系统

一、建立我国的金融预警系统的意义

我国改革开放以来,国民经济取得了举世瞩目的成就,GDP 以相当高的增长率增长,市场化程度进一步深入。但在经济体制结构进一步调整过程中,金融市场活动中还存在不少问题。

首先,当前我国金融改革正在向纵深发展,各项改革举措不断出台,金融活动中的不确定性和不稳定性必然增加。一是诸如金融机构没有按“安全性、收益性、流动性”原则来经营,资产质量差,激励机制不健全,以致增值保值动力不足;二是国有企业亏损严重,从而使银行呆账坏账太多,资本充足率过低;三是金融法规不健全,监督力量薄弱,金融机构违规交易行为较为普遍;加之投机气氛太浓,社会游资过多等。这些都会导致金融运行的波动加剧。

其次,随着金融自由化的深入,以及国内金融业的对外开放,WTO下国内市场对外开放步伐的加快,我国金融市场的体系性风险还可能增加。国内尚未健全的金融机构必然面临国外大型金融机构的挑战,国内市场更与国际市场波动休戚相关,以及金融市场更容易受到国际巨额游资的冲击等等,都是导致金融市场的体系性风险增加的因素。

最后,从我国金融调研信息状况来看,大多是定性的、事后的信息资料,普遍缺乏超前信息支持,难以在金融危机到来之前有效及时地发出预警信号,为政策提供决策支持。同时,从金融监管体系来看,监管者与被监管者身份模糊,职责不清,使得监管无法到位。

金融是现代经济的核心,金融货币政策作为一种有效的经济杠杆和手段,在宏观经济监控中发挥着重要的作用。自20世纪80年代以来,我国宏观经济监测预警系统的建立和应用,为部门监测预警系统的设计积累了经验,比如2005年我国采取适度从紧的货币政策来控制信贷规模、抑制通货膨胀、保持一定的增长速度,收到了较好的效果。同时,“二战”以后,世界各国广泛应用金融预警方法为宏观经济监控提供依据,也积累了不少科学、有效的方法。在这样的条件下,着手建立我国的金融预警系统就成为一件必要而及时的事情,它适应了我国市场经济发展和金融改革的需要,成为客观的必然。

二、建立金融预警系统的方法

首先,在确定金融预警系统建立的具体方法前必须明确建立金融预警系统的目的。

金融预警的目的是为了获取超前预警指示信息、缩短货币政策的时滞、消除时滞误差、平抑经济波动,为宏观调控和决策提供信息支持,为保持金融事业适度平稳发展服务。所谓时滞,是指采取某项金融货币政策到该政策产生影响的时间,即政策真正起作用的滞后时间。时滞可影响金融政策发挥作用的时间,特别是当波动处于上升或下降的转折点的附近时,由于时滞的作用使得实际运行态势与政策出台相反,导致政策逆返调节,从而加剧波动。为了保持预警信息的科学性,应当有效地消除时滞的有害影响。时滞包括感知时滞、确认时滞和执行时滞三种。其中感知时滞是金融运行异常出现到预测部门感知异常现象之间滞后的时间,执行时滞是监测部门确认异常到决策部门执行调控措施之间的滞后时间。在金融运行中应用预警系统的目的,就是要有效缩短时滞。对于感知时滞和确认时滞可以依靠设置超前时滞予以缩短,对于执行时滞可以依靠一定决策程序,使监测与决策一体化予以缩短。

其次,在明确金融预警目的之后,我们来讨论一下建立金融预警系统的原则。

(1) 科学的防范性。预警是为了给人们提供危机可能发生的有效信息,指导人们及时地采取相应的防范措施,因而整套预警系统必须具有较为严密的科学性。可以说,它是整个系统的灵魂和核心所在,因而也是整个预警系统建立过程中应当首先遵循的

最基本原则。

(2) 广泛的实用性。整个系统应该对各种经济模式具有普遍的指导意义,方便实用。在下文建立的预警系统中,我们力图从曾经发生金融危机的众多国家的原始经验数据中总结出能多层次、全方位、多视角解释金融危机,并为我国的金融预警提供重要参考价值的指标体系。

(3) 较强的可操作性,即预警系统采取的方法,以及指标体系中的各项数据要力求简洁,能从广泛的经济生活和经济数据中得出有效信息,操作灵便。

在明确了金融预警的目的和原则后,我们来寻求最合适的预警方法。前面介绍了Kaminsky等人的信号分析法、Frankel等人的概率单位模型、Sachs等人的横界面回归模型以及刘遵义的主观概率法,这四种方法各有利弊。后三种方法根据所构造的模型,将各种指标数值同时代入来计算危机发生的概率,因而具有结论明确的优点。但它们不能说明导致危机的宏观经济意义何在,严重程度如何,因而不利于对危机的监控与预防。信号分析法则具有政策含义强烈的优势,能为危机预警系统提供明确监测范围与警戒区间,揭示危机发生的根源,为各国政府与国际社会进行监控、协调并采取相应的防范措施提供了指南。当然,它有一个明显的缺点,即不能明确地预测危机发生的概率。考虑到方法的政策意义及可操作性,我们选择信号分析法,并借鉴交通管制信号系统,改进原有信号分析法,成为所谓的灯号预警系统。

三、金融预警的系统结构

金融预警是一套严密的过程,是一个对金融运行中出现的异常先兆进行定量分析和评价的过程,也就是分析警兆和警情、测定警限和警度、判断金融运行落入的灯号区间而亮出相应的指示灯的过程。所谓警情,是指预警对象异常运行的各种不同的状态;警兆,是指反应警情的征兆的情报信息;预警就是用警兆来预测确定警情。警限即预警区间上下警戒线;警度即警情的等级,这里用量化评分数值表示。

由此,我们可知金融预警结构包括预警指标体系、预警信息反馈系统、预警结果显示模型。预警指标体系通过现行指标保证预警的超前性。预警信息反馈系统可反馈监测、预测信息,便于预警方法的修改和预警信息的修订及充实。预警结果评价系统是对监测预警结果进行分析评价的系统,采用评价指标、综合评分或进行政策分析来构造。预警模型采用灯号显示模型,制定五灯显示系统,即蓝灯、浅蓝灯、绿灯、黄灯、红灯。其中,“蓝灯”表示金融运行处于冷缩状态,需采取适度的扩张促其升温增长;“浅蓝灯”表示金融稍冷,应分析短期内运行渐冷或趋稳的可能性而采取相应的微调政策;“绿灯”表示金融运行尚稳;“黄灯”表示金融运行偏热,应采取适度从紧政策促其降温回落;“红灯”表示金融运行过热,需加大调控力度,采取有效措施促其迅速回落。

金融预警系统运作程序如图 10.1 所示。

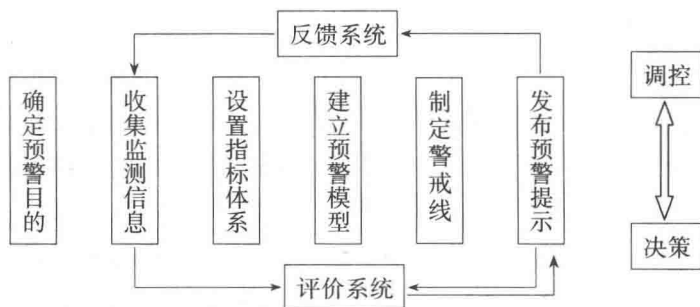


图 10.1 金融系统运作程序

我们将结合我国实际经济生活数据来探讨指标体系设置、预警模型的确立及警戒限的划分等具体方法。

四、金融危机预警系统的运作机制

一个有效的金融危机预警系统是庞大、繁杂的系统,使其发挥预警作用,仅仅有完整的指标是远远不够的,还必须有配套措施和有效的运作机制,包括合理的法律框架,适当的组织体系和信息管理体系。

(一) 法律框架

金融危机预警系统首先必须以法规形式加以确定,保证其严肃性、有效性和延续性。法规可由金融监管当局或国务院名义发布,内容应包括金融危机预警系统的目的、形式、领导、组织、信息管理、报告制度和监督机制等。

(二) 组织框架

组织框架是该系统运作机制的关键。为了保证该系统的有效运行,必须把每个环节的工作落实到具体机构。例如,可以根据预警指标的三个层次,由监管司局负责收集、分析和报告各类机构的微观经济指标和综合微观经济指标,保证数据的真实性,及时提出预警,并建议防范和解决方法;由负责统计、货币政策、综合研究、外汇管理的部门分别跟踪和分析有关宏观审慎指标,及时发出预警并提出解决方案;由各地区监管机构定期就本地区金融风险情况提交金融风险报告;成立风险评估小组或风险预警小组(在法规中确定其具体授权和职责),并由其综合分析(而不是收集)各种预警信号,提出近期重点监察指标,就有关风险进行定期和不定期讨论,责成有关部门进一步分析、核实,并就整个金融体系的稳健情况及时向国务院报告。

(三) 报告制度

作为预警系统的重要组成部分,报告制度可包括几个层次,例如,由金融机构向监管机构按规定的内容和频率[按月和(或)季]报告运行状况和风险;由后者和风险评估小组向监管机构负责人报告按季提交的有关风险的分析研究;由监管机构负责人定期(至少每半年或一年)向国务院报告金融体系面临的整体风险,提出相应对策。此外,应该在条件成熟时以适当方式向市场披露我国金融体系面临的风险情况,使市场参与者增强风险意

识和防范、管理及化解风险的能力,使其知风险而早避,遇虚惊而不从众。

(四) 预警系统的稳定性与灵活性

预警系统不但应该相对稳定,而且应该具有一定的灵活性,其法规框架、组织体系和报告制度应该相对稳定。首先,上述各项指标不是一成不变的。其相对重要性是随内外部环境的变化而变化的,每个阶段应确定近期重点监测指标。其次,上述指标是不完整的。随着体制变化(包括政策和法规的变化)、技术发展及金融创新,新风险随时可能出现。风险指标应该随时修改,但是,必须按规定的程序进行。

(五) 监督机制

由金融监管当局负责人监督并借助相应的奖惩手段,保证该系统各个环节的正常运行。

(六) 其他配套措施

其他配套措施包括:完善会计准则,强化会计制度,保证信息的准确性;发展资本市场、保险和养老基金,扩大投资和融资渠道,减少和分散金融风险;改善金融机构的信息披露。

第五节 我国金融风险预警指标体系的确立

金融预警系统框架最基本的要素是确立预警指标。影响金融稳定的因素不胜枚举,而且各种因素的相对重要性及相互作用也因一国的发展水平、开放程度的不同而大相径庭。因此,分析风险的角度不同,所选指标也就不同。由于在市场经济体制下各国金融机构的经营原则和运作规律基本相同,因此,对微观经济指标的选择并无太大分歧。但是对宏观经济指标的选择差别较大。例如,有人从风险传播渠道(通过银行贷款或贸易关系)的角度来评估体系性风险,有人试图以市场(存款人)信心、信息不对称等入手观察风险。在此我们倾向于刘遵义教授的指标体系结构,即从宏观经济运行状况、金融机构资产质量以及外资投向、债务偿还能力及汇率等三方面来建立金融预警指标体系。这主要是从 20 世纪 90 年代以来的金融危机特别是 1997 年的东南亚金融危机中总结的教训而来的。

考察曾经发生的金融危机尤其是 20 世纪 90 年代以来的几次金融危机发现,金融危机虽然是一种由各种因素引起的综合并发症,但可能引起金融危机的主要因素不外乎以下几种:

(1) 金融放贷过多及货币增长过快,且资金投向失衡。这往往造成过于乐观的经济增长预期,从而导致投资过度及外资的大量流入,以致经济泡沫过多。发生金融危机的国家,往往在危机发生前的一段时间里以经济高速增长掩盖了经济生活中的经济泡沫,尤其是房地产市场和股票市场中积聚大量泡沫。一旦经济放慢,泡沫破灭,投资者信心受挫,就会造成资本外逃及银行大量坏账的形成,以致危及银行体系和整个金融体系的稳定。如智利 1979~1981 年、墨西哥 1977~1981 年危机,美国 2008 年的次贷危机。

(2) 金融机构资本质量低下。金融监管不力、信息披露不充分等问题,特别是金融过度自由化导致金融系统更加脆弱,如银行自有资本低、信用过度扩张、呆账比例上升、

银行或金融公司不断破产等。巴林银行的破产就说明了这一点。

(3) 不合理的外资投向、外债结构及不合理的汇率制度等。

1997 年最先发生危机的泰国,正因为大量外资投向房地产市场和股票市场,当经济生活中的泡沫被挤出时,外资迅速撤出,给整个金融体系以致命的打击,从而引发了危机。此外短期外债比例过大,货币外汇市场压力指数过大,也极易引发资本外逃或货币贬值,从而引发危机。

经过上面的分析,我们以宏观经济状况,国内金融机构资产质量、信贷增长率,外资投向、外债结构和汇率这三方面来建立指标体系。

一、反映宏观经济状况的指标

(一) 经济增长率及波动幅度

国民经济增长速度影响企业的盈利和偿债水平,从而影响金融机构的信用风险。第一,经济增长过快会导致“投资欣快症”,使信贷需求膨胀,金融机构过分冒险,体系性风险增加。第二,经济增长减慢会减少企业收入和利润,影响其现金流量,使其不能如期偿还债务。许多国家的经历证明,经济增长率下滑是金融体系动荡的一大前兆。第三,经济增长率波动幅度、预期下滑速度和持续时间对金融稳定的影响也很大。第四,在国民经济增长速度较快且波动不大的情况下,如果各部门增长速度严重失衡,尤其当贷款比例集中的部门(比如房地产部门及出口部门)增长率大幅下滑时,金融系统的风险也会迅速增加。

(二) 通货膨胀

通货膨胀率的高低直接影响到社会就业水平和经济发展速度。除了通货膨胀率,还要关注通胀率的波动性。通胀率波动过于频繁剧烈不利于金融机构评估信用风险和市场风险。例如,通胀率剧降会减少银行的名义收入和现金流量,并可能使抵押品价值缩水,由此影响其资产质量、流动性和支付能力。

(三) 利率

实际利率长期低于零可能反映金融压抑和金融部门的扭曲,而实际利率过高会影响银行的盈利和贷款质量。同时,利率(不仅指国内利率水平,还包括与主要贸易和投资伙伴国的利率差)的波动性越大,金融机构的利率风险和汇率风险也就越大。例如,国际市场利率剧增会导致货币替换(本币换成外币等硬通货)和资本外逃、信用评级降低,影响金融体系的稳定。在我国,利率汇率和资本项目尚未开放条件下,非法集资、高息吸储的情况也应作为反映利率的一些指标。

(四) 贷款规模

金融动荡和危机往往发生于贷款总规模收缩期和资产价格上升期。因此,预警信号应该发现于扩张期。在经济增长过快时,监管不力、审贷不严、政府担保(包括变相担保)或货币政策过松,都会使信用和资产价格过分膨胀。反映信贷过分扩张的具体指标

包括 M2 乘数($M2/M1$)、国内信贷增长率以及国内信贷总额与 GDP 之比。

(五) 资产价格变化

反映资产价格的指标主要是股票价格。股市的变化也能反映市场对本币贬值的预期。以墨西哥为例,比索贬值和危机发生前夕,出口较多的板块股价异常强劲;而出口较少的企业股价走软。此外,金融部门估价大幅下跌。投资者的预期和行为的传导路径很简单,“投资者预期本币贬值→预期贬值提高出口竞争力、增加(中间产品)进口成本和外债的本币价值→预期出口板块业绩改善、进口板块收入下降甚至亏损、外债较重的企业负担加重甚至出现拖欠→企业拖欠加资本外逃影响金融板块资产质量→补入出口板块股、抛进口和金融板块股”。墨西哥比索失守及金融危机,当局没有思想准备,而投资者事先有了预期并付诸行动。可见,股市的变化应该是重要的预警指标之一。

二、国内金融机构资产质量

(一) 资本充足率指标

资本充足率是衡量金融机构稳健与否的根本因素之一。除了一般的风险加权资本充足率以外,这一综合指标还必须反映:(1)各类资本的构成(因其吸收损失的能力不同);(2)各类机构(例如四大国有商业银行、股份制商业银行、其他金融机构)的资本充足率的差别。

(二) 资产质量指标

这类指标还反映:(1)金融机构本身的资产质量,包括:资产是否集中于某些部门或某些债务人;不良贷款的比率;贷款损失准备金是否及时足额提取;以外币计值的贷款比重及期限构成;关系贷款情况;表外业务情况。(2)贷款人的偿债能力,包括:企业债务与权益之比;企业盈利情况;居民债务情况(随着我国消费贷款的不断增加,此项指标会越来越重要)等。

(三) 盈利和利润指标

该指标通常以资产回报率和权益回报率来表示。利润持续下降一般反映金融机构经营状况或经营环境不佳。但是对于这些指标应该谨慎分析。例如,利润增长过快也可能预示机构风险增加。权益回报率增加可能表示利润增加,也可能反映资本不足;反之,权益回报率下降可能是由利率下降所致,也可能是由资本充足率增加所致。此外这几方面的指标还应该反映收入与支出之比以及收入结构(是否过分依赖于波动性较大的某几项业务或有限的客户群)的变化,以判断一定的利润水平的可持续性。

三、外资投向、外债结构和汇率

(一) 汇率变动

汇率变动反映了一国货币相对于别国货币的价值大小。实际汇率升值幅度反映了

某国货币在未来国际环境的变化中贬值的压力大小。

(二) 国际收支指标

这类指标主要有以下几项:

1. 经常账户逆差

在资本账户开放或管制不严的情况下,如果经常账户逆差(与 GDP 之比)过高,而且主要由短期资本(如证券投资)流入来弥补,一旦投资者对经常账户的可持续性产生怀疑,会使资本大量抽逃,引发货币危机,从而危及金融体系的安全。这一问题目前在我国还不突出,但是,随着外贸和金融业的进一步开放、资本账户管制放松和汇率政策灵活度加大,这一指标会越来越重要。

2. 国际储备

官方国际储备包括黄金和外汇储备及在国际组织的头寸是对外支付能力的主要体现。其充足程度通常有三种衡量方法:与进口付汇之比;与一国的短期外债之比;与广义货币之比。但是,这三种储备指标的适用性有较大差别。第一种储备指标适用于在海外融资较少的国家。第二种对于在海外筹资较多但筹资条件和筹资额不稳定的国家十分有用。关键是对短期负债(包括官方和私人)的统计必须准确。第三种适合于观察对本币信心的变化及资本外逃,尤其是适用于银行部门和本币信心比较脆弱的国家。总的说来,第一种指标过去用的较多,今后在进口波动较大的情况下仍然有用。但是随着资本账户交易量及灵活性的增加,更应关注后两种指标。

3. 外债指标

总量和结构指标同样重要。总量指标包括:外债总量与出口之比,主要反映债务总规模及创汇偿债能力;年度还本息与出口之比,主要反映某个时期的偿债能力;与 GDP 之比,主要反映通过调整内外销结构提高偿债能力的可能性。结构指标包括期限和货币两种。期限结构可用短期与长期之比和平均(剩余)期限表示。各种货币在外债总量中的比重对预测汇率风险十分重要。但是,随着金融改革的推进和金融机构的业务创新,这一指标必须结合衍生交易情况分析,因为这种交易从汇率风险的角度看,可以改变币种构成。在观察外债指标时,有两点需要特别注意:一是从韩国及东南亚国家的教训看,应该警惕未经统计的短期外债(尤其是非官方短期外债),我国已经有广东国投(对外债务统计不全)的先例;二是外债指标必须结合未来几年的国际收支前景加以分析,以便判断可持续性。

4. 贸易条件

贸易条件恶化通过影响经常账户的平衡而影响金融部门,而贸易条件的突然改善也会通过刺激通胀而影响金融部门。贸易条件改变对出口产品比较单一的小国来说影响较大。对我国来说,因出口结构多元化程度提高,贸易条件变化的总体影响相对较小,但对某些部门可能影响较大。

5. 流出资本的构成和期限结构

应区分直接投资与证券投资、官方与私人资本、商业银行与高杠杆机构、长期与短

期,前者较稳定,后者较具投机性,对金融稳定的影响更大。

以上所介绍的金融预警指标体系框架可以用图 10.2 详细列示:

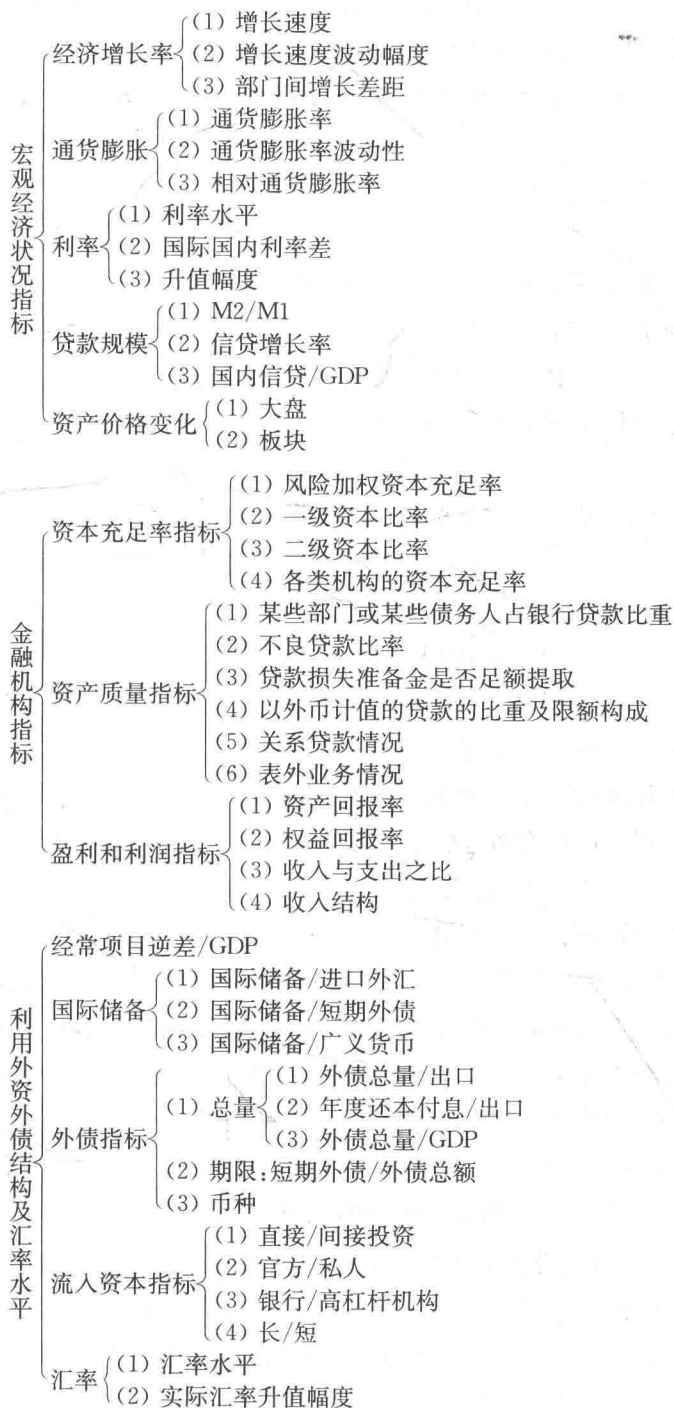


图 10.2 金融危机预警系统指标框架

四、指标的筛选

金融预警系统的指标并非多多益善,毕竟每一类指标中的分项指标含义近似,重叠面很大。指标愈多,技术上愈难处理,操作也愈困难,效果上也可能很差。因此,我们必须对上述三大类十三小类四十三分项指标进行筛选,选取最合适的指标。筛选的原则如下:

(1) 重要性原则,即选取的指标经济意义明确,对金融的正常运行和发展具有决定性作用。

(2) 及时性原则,即用于测算指标量值的数据资料能及时获取并做出分析,以便及时地对整个经济与金融景气状态做出准确判断。

(3) 充分性原则,即指标数值的测算能在计算口径上具有一致性并具有较高的准确性,同时用于指标测算的样本区间应具有足够的长度以利于阶段性调整和推断周期波动的规律。

(4) 易操作性原则,即选定的指标应适应现代金融监管工作实际,有关数据易于获取与度量。

(5) 稳定性原则,即在金融周期波动过程中,不论指标是先行、同步或滞后于基期的变化,都能在整个测算样本区间内保持基本一致。

(6) 多元性原则,即选择的指标能适用于不同的理论、不同的金融态势和不同的经济或金融运行机制,同时还要允许实践来检验。

(7) 动态性原则,即所选取的指标及确定的指标合理量值不是固定不变的,而是根据经济与金融的体制变化和周期运行态势的变化做出相应调整。从我国现阶段经济与金融发展变化来看,每相隔五年左右调整一次较为合理。

在经过前述原则的定性筛选后,同时借鉴前人的实证经验对指标体系进行调整。比如,卡明斯基等人利用 25 份关于 20 世纪 50 年代至 90 年代中期发生于发达国家与发展中国家的货币危机的研究成果,比较确定与危机关联度较高的先行指标。他们得出的结论有:第一,获得充分的统计支持,可作为货币危机先行指标的变量是:国际储备下降数量、货币升值、信贷扩张、持续的通货膨胀、贸易账户恶化、出口表现、实际 GDP 增长率、货币供给增长速度上升、广义货币与总储备的比值、财政赤字。第二,基本上不能用于危机预测的变量是:对外债务、经常项目账户。

经过前面的筛选,可以得到下面九个指标:

(1) 国内信贷增长率。该指标是通过某时期国内信贷增长量与期末实际 GDP 之比来测度的。该指标反映的是信贷扩张速度。将其列入预警指标,其理由不言自明。

(2) 广义货币 M2 的增长率。根据我国统计口径,货币供应量分为三个层次: M_0 = 流通中的现钞, M_1 = M_0 + 企事业单位活期存款 + 农村存款 + 个人信用卡存款, M_2 = M_1 + 企事业单位定期存款 + 储蓄存款 + 外币存款 + 信托类存款。用广义货币

M2 的增长率作为一个预警指标,是为了反映国内通货的扩张程度。

(3) 相对通货膨胀率。该指标等于该国的 GDP 紧缩指数减去美国 GDP 紧缩指数。相对于简单的通货膨胀率来说,相对通货膨胀率包括了国际一般水平,消除了本身经济的某些偶然因素,更具可比性。

(4) 国际国内利率差。该指标等于一国在某个期限(如一年)的贷款利率与美国同期贷款利率之差。当资本项目下可完全兑换时,该指标及其变化可用来估计该国短期资本的流向。

(5) 实际汇率升值幅度。计算公式为: $R = P - P^* - E$ 。其中 R 表示实际汇率升值幅度, P 表示某国国内价格水平变化率, P^* 表示美国价格水平变化率, E 表示本币兑换美元的汇率的变化率。实际汇率升值可能引起竞争力丧失,导致进口需求的增加,经常项目的恶化。

(6) 股价波动率。该指标通过计算某一时期内股价波动幅度的百分比率得来。股市是金融市场的晴雨表,该指标对金融预警的作用不可忽视。

(7) 国际储备/外债总额。这一指标反映了一国的偿债能力。1997 年亚洲金融危机中,印度尼西亚等国皆因债务偿还困难而引发了危机。因此,该指标对我国的金融预警也有很重要的借鉴作用。

(8) 外汇储备/月进口额。这一指标反映了外汇储备保障对外支付能力。韩国金融危机就与外汇储备保障对外支付能力过低有关。国际惯例是一国外汇储备要保证三个月以上的进口额。

(9) 外国其他投资/直接投资。外国直接投资是指外国企业和经济组织或个人(包括华侨、港澳台同胞及我国在境外注册的企业)用现汇、实物、技术等在我国境内开办外商独资企业、中外合资企业、中外合营企业的投资(包括外商收益的再投资)和经政府有关部门批准在项目投资总额内从境外借入的资金。外国其他投资是指外国对我国发行的股票(B 股、H 股,目前 A 股尚没有开放)及债券等证券的投资。该指标从一个侧面反映了外资的流动性。若该指标数值过大,说明外资流动性强,随时有外逃的危险,引起外资不稳定。

五、指标的检验

我们还可以利用历史上危机发生国家的数据对先导指标进行比较,对先导指标的预测效果进行检验。

由于数据有限,我们仅以 1997 年亚洲金融危机为例,并以年度数据代替月度数据,对所选先导指标做一粗略检验。以 t 表示危机发生的年份, $t-1, \dots, t-n$ 分别表示危机前一年至前 n 年。首先计算出 $t-1, \dots, t-5$ 年的各项指标,其次计算 $t-3, \dots, t-5$ 年的各项指标平均值,作为经济稳定时期的参照指标,最后将 $t-1$ 和 $t-2$ 年各指标分别减去 $t-3, \dots, t-5$ 年的平均值,得出各指标在 $t-1$ 年和 $t-2$ 年的偏离程度。

需要说明的是,为了使指标正负与危机一致,偏离程度与实际的上升或下降不同。例如,实际汇率升值幅度的变化率(简称升值率)偏离程度为负(正),实际汇率可能是升值(贬值)的。结果如表 10.1 和表 10.2 所示:

表 10.1 亚洲危机各项指标在 $t-2$ 年的偏离程度

	泰 国	韩 国	马来西亚	印度 尼西亚	菲律宾	俄罗斯	巴 西
实际汇率升幅	3.8	1.85	0.10	-0.64	-9.69	-293.5	-507.52
FDI/资本流入	-6.92	-0.72	-173.06	11.46	0.67	33.23	59.72
外汇储备/GDP	2.22	1.07	-8.94	-0.33	0.26	-0.73	-1.54
M2 增长率	1.37	-1.13	-1.97	7.20	2.50	-134.95	-400.27
国内信贷/GDP	16.4	1.42	10.83	3.65	16.78	-2.34	11.65
股价波动率	N. A.	-20.23	N. A.	N. A.	-32.82	N. A.	-939.98
国内利率差	-0.87	-1.16	-4.18	-1.84	-5.27	431.31	-2 104.11
外债总额/外汇储备	45.79	77.27	31.41	10.44	-11.94	2.08	4.50

表 10.2 亚洲危机各项指标在 $t-1$ 年的偏离程度

	泰 国	韩 国	马来西亚	印度 尼西亚	菲律宾	俄罗斯	巴 西
实际汇率升幅	-0.13	-8.60	-2.00	-0.48	-1.72	-313.27	-511.37
FDI/资本流入	-1.90	-0.67	-168.75	533.40	-8.38	34.25	86.65
外汇储备/GDP	1.05	1.24	-9.1	0.88	3.67	-0.6	-2.37
M2 增长率	-3.03	-0.93	2.63	7.20	1.50	-136.55	-410.07
国内信贷/GDP	17.06	6.18	25.04	6.10	29.35	-1.13	15.68
股价波动率	N. A.	-25.08	N. A.	N. A.	-24.55	N. A.	-1 025.15
国内利率差	-1.49	-2.23	-0.59	0.74	-4.35	425.94	-2 102.68
外债总额/外汇储备	52.90	141.88	75.43	2.35	-22.69	-28.25	2.31

根据表中的数据,计算各指标在危机前 1 年和前 2 年发生同向变化的样本数在观测到的样本总数中的比例,并将该比例作为先导指标有效性的量值。所得结果如表 10.3。

从表 10.3 可以看出,国内信贷/GDP、股价波动率以及实际利率差等指标对金融危机的预测效果很好。另外,需要强调的是,由于年度数据与实际生活中的金融活动愈来愈频繁、危机间隔愈来愈短以及危机爆发愈发突然不相适应,因此,有条件的情况下应尽量使用季度数据。

表 10.3 各指标预测能力列表

	$t-2$ 年			$t-1$ 年		
	样本数	出现同向 比例次数	比率 (%)	样本数	出现同向 比例次数	比率 (%)
实际汇率升幅	7	3	43	7	7	100
FDI/资本流入	7	3	43	7	4	57
外汇储备/GDP	7	4	57	7	3	43
M2 增长率	7	4	57	7	4	57
国内信贷/GDP	7	6	86	7	6	86
股价波动率	3	3	100	3	3	100
实际利率差	7	6	86	7	5	71
短期外债/外汇储备	7	6	86	7	5	71

第六节 建立五灯显示预警系统

上一节从金融危机起因的分析出发,并结合已确立的指标筛选的原则对指标进行了筛选,最后又通过亚洲危机国家的数据实证检验了各个指标,确立了适合我国实际经济生活的指标体系。下面将介绍如何确定各个指标的警戒限以及五灯显示的预警区间。

一、警戒限的确立

金融预警指标体系中的有些指标国际上有公认的临界值标准,如金融机构的资本金充足率,国际清算银行巴塞尔协定制定的最低标准为 8%;经常项目逆差占 GDP 的比重不宜大于 5%。对没有明确的国际公认临界值标准的指标的临界值,可通过比较制定,若有美国的相应指标数据,就把美国的相应指标作为比较的标准;对没有美国相应指标数据的,参考国内外专家研究的经验数据。

(一) 国内信贷增长率

该指标反映的是信贷扩张速度。刘志强在其《金融危机预警指标体系研究》中认为,该指标的安全临界值在 10%~20%。结合我国的统计数据,可以计算出我国的国内信贷比 1997 年为 20%,1998 年为 15%~16%。由此,我国这一指标是偏高的,也就是说,我国的信贷扩张速度是偏快的。不过,考虑到我国近几年存贷差扩大这一情况,因此国内信贷增量比定在 20%是合适的。

(二) 广义货币供应量 M2 增长率

对于 M2 增长率的警戒值,有人采用计量模型法做了估计。具体过程是:以 M2 增

长率为因变量,以 GDP 增长率 X_1 和通货膨胀率 X_2 为自变量,利用 1985~1996 年我国的统计数据建立模型 $M_2 = a_1X_1 + a_2X_2$,有了参数 a_1 , a_2 的值后,设定 GDP 增长率的临界值为 8%,通货膨胀率临界值为 5%,计算得 M_2 增长率临界值为 18%~19%。

(三) 相对通货膨胀率

该指数从时间纵向和国际横向反映了本币币值的稳定程度。比较亚洲危机各国指标的预算结果,以及我国近年来实际经济发展情况,一般把警戒限定为年均 2%。

(四) 国际国内利率差

该指标反映了一国资本的相对成本。当资本项目下可完全兑换时,该指标及其变化可用来估计该国短期资本流向。刘志强在文章中把这一指标的临界值定为 4%。这一临界值足以使投机者在除去交易成本后,获得相当大的利润,从而诱使其套利。

(五) 实际汇率升值幅度

一般认为,汇率波动可以横向角度来反映本币币值的稳定程度。当然,制约汇率变动的因素很多,而且汇率变动也不能完全反映出本币币值的实际变动。一般可以这么认为,当已过某日的官方汇率突然上升(下降)了 10%,或者连续几周上升或下降达 20%或者在一个月內上升(或下降)达到 30%,即可初步判断该国金融处于不稳定状态。参考美国的汇率水平,把临界值定为每年升幅不超过 3%。

(六) 股价波动率

由于股票市场的发展,股票价格对经济与社会的影响越来越大。根据我国股票市场的涨跌停板制度,如果把股价日涨(跌)10%停板视作警戒限,则当股价总指数一日之中某个时间涨(跌)达到 5%或以上时,就应该对股市有所介入,阻止股价进一步上涨(下跌)。类似地,可以把股价一周累计升降达 20%,一月累计升降达 30%视作警戒限。

(七) 国际储备/外债总额

印度尼西亚 1996 年外汇储备占外债总额的比率为 15.1%,俄罗斯 1997 年为 9.95%,墨西哥 1994 年为 4.6%,后来这些国家都爆发了金融危机。同时我们也应看到,外汇储备与外债总额比率低于 100%,就意味着有部分外债偿还没有保证,债券人的信心就有可能动摇;这一比率为 33%时,也就是说储备足够偿还没有保证,债权人的信心就有可能动摇。根据我国实际情况,结合国际经验数字分析,可把此指标的警戒限为 80%,此时,国家对外债管理实行比平常更严厉的审查制度。

(八) 外汇储备/季度进口额

这一指标反映了外汇储备保障对外支付的能力。能力过低就表明要产生国际支付危机,比如韩国金融危机就与此有关。目前国际上公认这一指标的警戒限为大于 3,即满足 3 个月以上进口的用汇需要。在此我们采取这一标准。据统计,1997、1998 年我国外汇储备保障程度是相当高的。

（九）外国其他投资/直接投资

外国其他投资相对于外国直接投资具有较大的不稳定性,外国其他投资中目前还没有对外国人开放的国内证券投资的不稳定性更强。这一点在东南亚金融危机中表现得更为突出。一般认为,外国其他投资与直接投资之比在 80%以下,风险较小。据统计,1997~1998 年我国这一比例分别为 16%、5%,今后,随着国内金融开放,外国银行经营人民币范围扩大,这一指标的风险是会扩大的。在此我们把该指标的警戒限定为 80%。

以上各指标都是在参考了国际标准并结合了我国目前金融生活实际情况确定的。随着我国金融体系改革的深化和开放程度的加深,各个指标必然需要不断调整。还有一点需要说明,以上各警戒限均为年度数据,建议使用季度数据。因为月度数据起伏太小,很难设定临界值及警戒限,而年度数据不能有效地起到预警作用。所以,进行适当的调整是必需的。调整后的警戒限见表 10.4。

表 10.4 调整后的警戒限列表

指 标	警戒限
国内信贷增长率(%)	4.67
M2 增长率(%)	4.22
相对通货膨胀率(%)	2
国际国内利率差	4
实际汇率增值幅度(%)	0.74
股价波动率(%)	120
国际储备/外债总额(%)	80
外汇储备/季度进口额(%)	100
外国其他投资/直接投资(%)	80

注:该表警戒限数据多根据前述月度或年度指标警戒限数值经环比计算得到。

二、警戒区间的划分和评分标准的确定

（一）指标临界值的计算

在确定了金融预警指标体系各指标警戒限之后,参照国家统计局宏观经济监测预警的做法,根据我国金融生活的实际情况,把金融预警划分为 5 个预警区间,设置五灯显示模型。我们考虑到我国经济的持续偏热,以历史年限各指标的最低三个值的平均数为蓝灯区与浅蓝灯区的临界值,以表 10.4 所列警戒限为黄灯区与红灯区的临界值,两者之间的 25%分位和 75%分位为浅蓝灯区和绿灯区,以及绿灯区和黄灯区的临界值。

(二) 评分标准和指标分值临界值的计算

为了综合考虑和评价金融运行特征,需要按照信号灯的颜色给予不同的分值,比如蓝灯、浅蓝灯、绿灯、黄灯、红灯可分别给予 1 分、2 分、3 分、4 分和 5 分。

若指标个数为 N ,当 N 为偶数时,红灯区与黄灯区的临界值为 $4 \times N$;黄灯区与绿灯区的临界值为 $4 \times \frac{N}{2} + 3 \times \frac{N}{2}$;绿灯区与浅蓝灯区的临界值为 $3 \times \frac{N}{2} + 2 \times \frac{N}{2}$;浅蓝灯区与蓝灯区的临界值为 $2 \times N$ 。

当 N 为奇数时:红灯区与黄灯区的临界值为 $4 \times N$;黄灯区与绿灯区的临界值为 $4 \times \frac{N+1}{2} + 3 \times \frac{N+1}{2} - 4$;绿灯区与浅蓝灯区的临界值为 $3 \times \frac{N+1}{2} + 2 \times \frac{N+1}{2} - 3$;浅蓝灯区与蓝灯区的临界值为 $2 \times N$ 。

各区间的灯号标志、分值及相应的临界值见表 10.5。

表 10.5 各区间临界值及其灯号标志表

预警指标 临界值(%)	灯号及 分值				
	蓝灯 (1 分)	浅蓝灯 (2 分)	绿灯 (3 分)	黄灯 (4 分)	红灯 (5 分)
1. 国内信贷增长率	-1.75	-0.14	3.07	4.67	
2. M2 增长率	2.187	2.695	3.712	4.22	
3. 相对通货膨胀率	-1.3	-0.48	1.175	2.00	
4. 国际国内利率差	-3.57	-1.68	2.11	4.00	
5. 实际汇率升值幅度	-4.32	-3.06	-0.53	0.74	
6. 股价波动率	9.5	37.13	92.38	120	
7. 国际储备/外债总额	110	102.5	87.5	80	
8. 国际储备/季度进口额	430	347.5	182.5	100	
9. 外国其他投资/直接投资	10	27.5	62.5	80	
综合评分临界值 (分)	18	22	31	36	

三、实证检验

我们对上述灯号模型建立的具体过程做一演示。我们用的数据是 1996 年第 1 季

度到 2000 年第 4 季度的数据,由于数据来源有限,我们对部分缺失数据做了估计,以保证模型的完整性。

(一) 确定各指标所处灯区

根据前面介绍的方法,将各指标数值与各区间临界值比较,判断其所处的灯区。具体指标所处灯区如表 10.6 所示。

表 10.6 金融指数综合评价表

季度	指标	指标	指标	指标	指标	指标	指标	指标	指标	综合	灯号
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	评分	显示
1996. I	绿	红	红	黄	绿	浅蓝	黄	绿	绿	32	黄
1996. II	绿	红	红	黄	绿	绿	黄	绿	绿	33	黄
1996. III	绿	红	红	绿	绿	浅蓝	黄	绿	绿	33	黄
1996. IV	绿	红	红	绿	蓝	绿	黄	绿	绿	30	绿
1997. I	绿	红	红	绿	绿	绿	绿	浅蓝	绿	30	绿
1997. II	绿	黄	红	绿	绿	浅蓝	绿	浅蓝	绿	28	绿
1997. III	黄	黄	红	绿	绿	浅蓝	绿	浅蓝	绿	29	绿
1997. IV	黄	绿	红	绿	绿	浅蓝	绿	绿	绿	29	绿
1998. I	黄	蓝	浅蓝	绿	绿	蓝	绿	蓝	蓝	19	浅蓝
1998. II	红	绿	浅蓝	绿	绿	浅蓝	绿	浅蓝	蓝	24	绿
1998. III	红	红	浅蓝	绿	绿	浅蓝	绿	浅蓝	蓝	26	绿
1998. IV	红	红	浅蓝	绿	绿	浅蓝	绿	浅蓝	蓝	26	绿
1999. I	红	绿	蓝	绿	绿	浅蓝	绿	蓝	浅蓝	23	绿
1999. II	红	浅蓝	蓝	浅蓝	黄	绿	绿	浅蓝	浅蓝	33	绿
1999. III	红	绿	蓝	浅蓝	绿	浅蓝	绿	浅蓝	浅蓝	25	绿
1999. IV	黄	红	蓝	浅蓝	绿	浅蓝	绿	绿	浅蓝	25	绿
2000. I	红	浅蓝	红	浅蓝	绿	浅蓝	浅蓝	绿	绿	27	绿
2000. II	浅蓝	绿	红	浅蓝	绿	浅蓝	浅蓝	绿	绿	25	绿
2000. III	红	绿	红	蓝	绿	浅蓝	浅蓝	绿	绿	27	绿
2000. IV	红	绿	红	蓝	黄	浅蓝	浅蓝	浅蓝	绿	27	绿

(二) 计算各指标综合分值

按照前面介绍的方法,计算各指标综合分值。比如,

1996. I : $1 \times 0 + 2 \times 1 + 3 \times 4 + 4 \times 2 + 5 \times 2 = 32$;

1996. II : $1 \times 0 + 2 \times 0 + 3 \times 5 + 4 \times 2 + 5 \times 2 = 33$;

1996. III : $1 \times 0 + 2 \times 1 + 3 \times 5 + 4 \times 1 + 5 \times 2 = 33$;

1996. IV : $1 \times 1 + 2 \times 0 + 3 \times 5 + 4 \times 1 + 5 \times 2 = 30$;

等等。如表 10.6 所示。

(三) 确定各季度所处灯区

根据前面确定的综合分值的临界值,确定各季度金融运行情况处于什么灯区。也如表 10.6 所示。

(四) 建立金融运行情况综合分值图

以时间为横坐标,以金融综合分值为纵坐标,建立金融运行情况综合分值图,以便从总体上把握金融运行趋势变化。如图 10.3 所示。

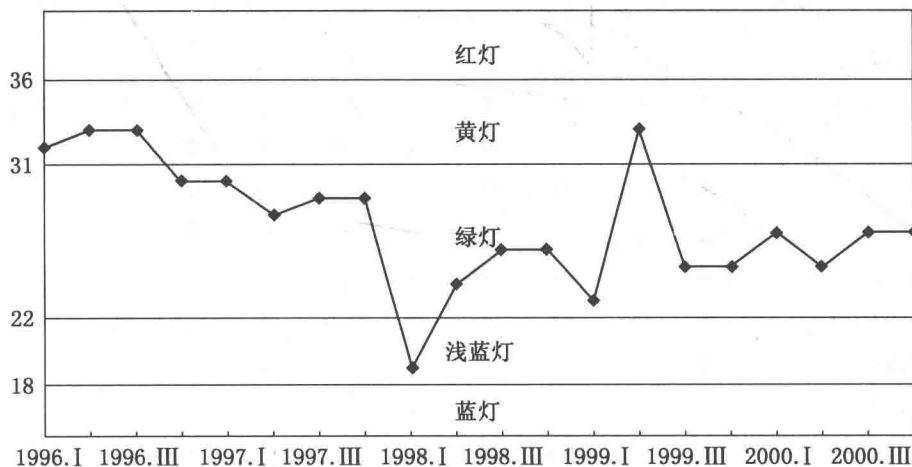


图 10.3 金融运行情况综合分值图

由表 10.6 可以看出,我国的国际储备相对于外债总额来说相当宽裕,甚至有资本闲置之嫌疑。我国的股票市场受政策影响较大,没有按照市场机制运行。而且,由于我国的证券市场、期货市场等金融市场尚未完全向国外放开,外国间接投资的途径较少,其所占被利用外资的比例还很小,外资利用的确不够充分。另外,我国的国内信贷增长率不平衡发展,说明我国的金融市场发展还不成熟,投机成分仍很浓。由图 10.3 可以看出,1996 年处于信贷扩张阶段,经济过热;1998 年处于经济偏冷阶段。其他年份,虽然曾经有过逼近偏冷或偏热临界值的时候,但最终都回到了正常的平稳运行轨道上。

本章小结

金融风险,一般是指经济主体在金融活动中遭受损失的不确定性或可能性,而金融危机实质就是金融风险大规模、高强度的集中爆发,是货币信用领域出现的混乱状态。

金融危机的爆发,危及国家金融安全,并由于国际收支的传染性,危机将迅速蔓延到其他国家,给各国的金融和经济造成破坏性影响。

用来预测金融危机的方法基本上可分为四类:一是 Kaminsky-Lizondo-Reomjart 的信号分析法,二是 Francel 和 Rose 的多国样本概率模型,三是 Sachs-Tornell-Velasco 对不同国家的回归分析,四是刘遵义的主观概率法。

金融预警结构包括:预警指标体系、预警信息反馈系统、预警结果显示模型。筛选国内信贷增长率,广义货币 M2 的增长率,相对通货膨胀率,国际国内利率差,实际汇率升值幅度,股价波动率,国际储备/外债总额,外汇储备/月进口额,外国其他投资/直接投资。这 9 个指标作为金融预警系统的指标,建立五灯(蓝,浅蓝,绿,黄,红)显示预警系统。

思考与练习

1. 什么是金融风险?它有哪些种类?
2. 关于金融危机的成因,西方主要有哪些理论?
3. 金融风险预警的具体方法主要有哪四种?各方法的主要思想是什么?各方法有何优劣之处?
4. Sachs 等人的横截面回归方法中所用的解释变量有哪些?
5. 我们建立的我国金融风险预警系统是什么?所用预警指标有哪些?
6. 金融预警结构主要包括什么?

思考与练习参考答案

第1章

1. 货币流通是在商品流通过程中产生的货币运动形式。信用是商品买卖的延期付款或货币的借贷。当货币流通与信用活动紧密结合在一起时,金融这一概念就形成了。金融是货币流通和信用活动的总称。

2. 金融体系包括金融制度、金融机构、金融工具、金融市场及金融调控机制五个方面。

3. 金融制度包括货币制度、汇率制度、信用制度、银行制度、金融机构制度、利率制度、金融市场制度,以及支付清算制度、金融监管制度和其他。这个制度系统,涉及金融活动的各个方面和各个环节,体现为有关的国家成文法和非成文法,政府法规、规章、条例,以及行业公约、约定俗成的惯例,等等。制度问题的核心在于其是否与总体经济模式及其资源配置和运行调节方式相适应。相适应的金融制度是推进经济发展的强有力的积极因素,落后的金融制度则会阻碍经济发展,并必将被新的制度所取代。

4. 金融机构通常被分为银行和非银行金融机构两大类。银行金融机构包括中央银行和存款机构;非银行金融机构包括保险公司和其他金融机构。

5. 金融工具具体内容包括传统的商业票据、银行票据,以及期货、期权等各种金融衍生工具的标准合约。金融工具常常被称作金融产品或金融商品,可以在金融市场上进行交易,是金融活动的载体。它们的数量、种类、特性是一个国家金融发展水平的基本标志。在金融统计中,金融工具是以金融资产和金融负债具体体现的。金融资产和金融负债是以其流动性做进一步分类的。

6. 金融市场发达与否也是一国金融发达程度及制度选择取向的重要标志。金融市场进一步分类包括货币市场、资本市场、外汇市场以及衍生性金融工具市场。这些市场的最重要参与者是金融机构,其价格信号由利率、汇率及指数构成。

7. 一般由三部分内容构成:(1)决策执行机构,这是调控得以落实的组织保证,多数国家是由中央银行来承担。(2)长期起作用的金融法令法规,这是实施调控的制度性内容。(3)货币政策,这是针对调节任务所进行的政策设计及采取的措施。

8. 金融统计是运用统计学理论和方法,对金融活动内容进行分类、量化、数据搜集和整理,以及进行描述和分析,反映金融活动的规律性或揭示其基本数量关系,为金融制度的设计和理论研究,以及金融调控机制的实施提供客观和科学的依据。金融统计的内容包括金融工具统计和金融市场统计,其中,金融统计指标是金融统计分析的基

础。从金融统计体系的内容来看,包括货币供应量统计、信贷收支统计、现金收支统计、对外金融统计、保险统计、资金流量统计等。

9. (1)金融风险计量方法研究;(2)指标体系法;(3)应用回归和多元统计分析方法;(4)金融高频数据分析法。

10. (1)Markowitz 的方差类风险计量方法;(2)Sharpe 的 β 值风险计量方法;(3)下偏矩风险计量方法;(4)基于 Hurst 指数的风险计量方法;(5)VaR 风险计量方法;(6)连接函数计量方法。

11. (1) 增强指标体系的国际通用性和科学性。

(2) 在统计范围、统计口径和测算方法上,应参照国际上已有的规范指标,尽可能与国际上通行做法保持一致,以便进行国与国之间的比较研究。

(3) 金融统计指标体系的设立既要考虑到国际通用的评价标准,又要适合中国的国情和特点;既要把眼光放在世界范围的高度考察金融问题,又要立足于我国目前的金融运行的现实状况。

12. 金融高频数据对理解市场的微观结构来说相当重要。对金融高频数据的逐步积累和了解,不仅转变了一些陈旧的研究理念,而且随着对金融高频数据统计特征认识的深化,也使先前一些关于如金融市场同类性、短期价格波动服从高斯随机游程的古典经济假定受到了质疑。不难看出,在探寻金融市场微观结构的过程中,需要对基础经济理论、研究方法和计量模型等进行不断创新。

第2章

1. 货币在经济活动中的作用可以概述为:价值尺度、流通手段、支付手段和贮藏手段。对货币的定义就要以其流通手段和支付手段的职能为出发点。这是因为,流通手段和支付手段的数量构成了市场购买力,构成市场需求,并反映货币政策操作对宏观经济运行的影响。

2. (1)货币的供应量;(2)货币的需求量;(3)基础货币量;(4)货币乘数;(5)信贷总量;(6)储蓄存款。

3. (1) 基本分析是对影响股票市场的许多因素如宏观因素、产业和区域因素、公司因素等的分析,分析它们对证券发行主体(公司)经营状况和发展前景的影响,进而分析它们对公司的市场价格的影响。

(2) 技术分析的三大理论假设包括:市场行为,包括一切信息;价格沿趋势波动,并保持趋势;历史会重复。

4. (1) 对于付息债券而言,若市场价格等于面值,则其到期收益率等于票面利率;如果市场价格低于面值,则其到期收益率高于票面利率;如果市场价格高于面值,则其到期收益率低于票面利率。

(2) 债券的价格上涨,到期收益率必然下降;债券的价格下降,到期收益率必然

上升。

(3) 如果债券的收益率在整个时期内没有变化,则说明其市场价格日益接近面值,且接近的速度越来越快。

(4) 债券收益率的下降会引起债券价格的提高,且提高的金额在数量上会超过债券收益率以相同幅度提高时所引起的价格下降金额。

(5) 如果债券的息票利率较高,则因收益率变动而引起的债券价格变动百分比比较小。

影响债券定价的内部因素主要有债券发行主体的信用水平、债券期限的长短、票面利率、提前赎回规定、税收待遇、流通性等。影响债券定价的外部因素主要有银行利率、市场利率等。

5. 资本市场的发展对货币政策的各个环节都有很大的影响,具体表现在以下三个方面:(1)资本市场对货币需求的影响;(2)资本市场对货币供给的影响;(3)资本市场对货币政策调控的影响。

6. (1)“倒逼机制”弱化使信贷渠道受阻。(2)中央银行宏观调控的灵活性面临挑战,利率市场化程度不高,利率尚未进入货币政策的目标系统。(3)国有企业机制没有根本改变,资产负债率偏高,居民消费行为有待进一步成熟。

7. 如单位根检验,协整检验,Granger 因果检验,向量自回归模型,脉冲响应函数,方差分解等。

第3章

1. 股票价格就是股票在市场上买卖的价格,又称股票市价或股票行市。

除了影响股票价格的基本因素即预期股息和银行利息率之外,还有其他众多的因素无时不影响着股票价格的变化。归纳起来,可以分为两大类,即主观因素和客观因素。主观因素是指同上市公司本身有关的因素,具体表现在:(1)上市公司的声誉及其经营盈利状况;(2)上市公司的预期发展前景。客观因素是指同上市公司无直接关系的外界因素。上市公司本身的主观因素是股票价格变动的根据,而公司外界的主观因素则是价格变动的条件。一个国家的经济、政治、军事、外交、贸易以及利率等方面稍有变动,或国际形势稍有变化,就都会对股票价格变动产生重大的影响。归纳起来,这种公司外界的主观因素可以分为四类,即经济性因素、政治性因素、心理因素和人为投机行为因素。

2. 略。

3. 债券价格的确定,取决于债券的期值(即本金加利息)、债券的还本期限和市场利率水平。债券的期值是根据债券的面值、票面利率和还本期限计算而得的。

4. (1) 付息发行和期满1年还本付息的债券定价模型为: $V = M \left(\frac{1}{1+r} \right)^n$ 。

(2) 贴现付息发行和到期偿还票面金额的债券定价模型为: $V = M - M \times r \times n$ 。

(3) 有效期限内分次付息的债券定价模型为: $V = \sum_{t=1}^n I \left(\frac{1}{1+r} \right)^t + M \left(\frac{1}{1+r} \right)^n$ 。

5. (1) 开放式基金是指基金设立后,基金规模不固定,投资者可以随时申购或赎回基金单位的投资基金。开放式基金由于要经常不断地按客户要求购回或者卖出基金单位,因此,开放式基金的价格分为两种,即申购价格和赎回价格。开放式基金的交易价格不受市场供求关系的影响,仅以基金单位净资产为基础加减申购费或赎回费求得,因此,决定开放式基金投资价值的主要因素是基金的单位资产净值。

(2) 封闭式基金是指基金规模在发行前已经确定,在发行完毕后的规定期限内,基金规模固定不变的投资基金。封闭式基金的价格和股票价格一样,可以分为发行价格和交易价格。封闭式基金的发行价格由两部分组成:一部分是基金的面值;一部分是基金的发行费用,包括律师费、会计师费等。

6. 可转换证券是指可以在一定时期内按一定比例或价格转换成一定数量的另一种证券(简称标的证券)的特殊公司证券。

可转换证券赋予投资者以将其所持有的债券或优先股用规定的价格和比例,在规定的时间内转换成普通股的选择权。可转换证券的价值一般有理论价值、转换价值和投资价值三种。

可转换证券的市场价格必须保持在它的投资价值和转换价值之上。如果可转换证券市场价格在投资价值之下,该证券价格被低估,如果可转换证券市场价格在转换价值之下,购买该证券并立即转化为股票就有利可图,从而使该证券价格上升直到转换价值之上。

7. 股票市盈率,也称本益比,是指一家股份公司的股票市价与过去一年每股盈利的比率。它反映股票投资的收益水平,表示每股盈利所承担的市场价格,说明投资者愿意购买股票的程度。其计算方法为:

$$\text{市盈率} = \text{每股市价} / \text{每股盈利}$$

8. 股息报酬率 = $50/1000 = 5\%$; 资金增值率 = $(1200 - 1000)/1000 = 20\%$ 。

9. 发行价 = $1000 \times 10\% \times (P/A, 9\%, 5) + 1000 \times (P/F, 9\%, 5) = 100 \times 3.8897 + 1000 \times 0.6499 = 1038.87(\text{元})$

第4章

1. 国内外经济学界在通货膨胀的定义方面,大致可以分成两大派:物价派和货币派。物价派认为,通货膨胀可以定义为平均物价或一般物价水平的上涨。货币派认为通货膨胀一词的原意和真意是指货币数量的过度增长。

通货膨胀的衡量指标:(1)物价指数,包括①消费者价格指数,②生活者价格指数,③国内生产总值价格减缩指数。(2)通货膨胀指数。(3)货币量增长率与经济增长率之

差和货币流通速度递减率。(4)通货膨胀缺口。

2. 通货膨胀应是由于货币发行过量、总需求增加、工资成本升高和进口商品价格升高等原因引起的物价持续增长的货币贬值现象。通货膨胀所表现出的物价上涨,是一般物价水平(包括所有商品和劳务在内的)的普遍持续上涨,局部的或个别的商品或劳务价格上涨以及季节性、偶然性和暂时性的价格上涨都不能说是通货膨胀。同西方发达国家相比,我国劳动力资源丰富、劳动力的价格低,产品中工人工资所占的比重小,工资成本的增加不足以形成通货膨胀。

3. 根据主成分因子分析结果,货币发行过量、总需求增加是形成我国通货膨胀的主要原因。经济增长伴随着货币发行量的增加和总需求的增加,而货币发行过量、总需求增加是形成我国通货膨胀的主要原因。

4. 我国的经济是一种短缺经济,社会生产能力利用处于最大限度,尽管也存在“滞存”资源,往往是由于不合理的产业结构带来的“瓶颈”约束所造成的,以通货膨胀来刺激生产的条件不具备,带来的经济增长效应是暂时的。由于宏观调控机制不健全,“温和”的通货膨胀会逐渐演变为严重的通货膨胀。

5. (1)合理地制定宏观的财政货币政策;(2)保持各产业协调发展,合理地制定价格制度;(3)深化企业改革,提高生产效率和经营效益;(4)利率市场化是货币政策奏效的必要条件。

第5章

1. 外债总额是指在任意一个时点上,一国居民对非居民的已拨付但尚未偿还的契约性负债余额。这种负债须偿还本金并支付利息,或只还本不付息,或只付息不还本。根据上述外债的定义,经济合作与发展组织规定的统计外债的范围包括十类,即:(1)经济合作与发展组织成员国政府提供的贷款;(2)经济合作与发展组织以外的其他国家政府提供的贷款;(3)国际货币基金组织以外的其他国际金融组织如世界银行、亚洲开发银行提供的贷款;(4)国际货币基金组织的贷款;(5)债券和其他私人贷款;(6)对方政府担保的非银行贸易信贷,如卖方信贷,即延期付款;(7)对方政府担保的银行信贷,如买方信贷等;(8)无政府担保的银行信贷,如银行同业拆借等;(9)外国领馆、外国企业和个人在一个国家的银行中的存款;(10)公司、企业等从国外非银行机构借入的贸易性贷款,如合资、合作企业的借款、补偿贸易、租赁等。

2. (1)明确外债统计的概念,把握其特征,以便提供可靠和科学的外债统计数据。它是对外债实施有效管理的基础。(2)建立科学而有效的外债监测统计指标体系,从量上分析外债的总量、外债的使用及其投向、外债的结构、外债的偿还能力、外债对国民经济的影响、外债的适度规模和外债的经济效益,以便为研究、分析我国的外债问题以及编制科学的利用外债计划提供可靠的依据。(3)为政府监测我国外债计划执行情况提供准确的数字依据。

3. (1) 国际收支统计与利用外资统计和外债监测统计之间具有必然的内在联系。当国际收支发生逆差时,需要流入外资弥补,必然会增加对外负债。区别主要在于:国际收支统计只记录在报告期内新发生的债务,并不反映累计结存的债务,而利用外资统计和外债监测统计不仅反映报告期内新发生的债务,而且还反映报告期末累计结存的债务。

(2) 利用外资统计与外债监测统计的主要区别在于:①利用外资统计不包括通过中国银行办理的延期付款,而外债监测统计则把这一项包括在其统计范围内。②利用外资统计不包括已在境外注册的驻外机构调入境内并需境内机构实际偿还的借款,而外债监测统计则把这一项包括在其统计范围内。

(3) 在补偿贸易中,外商作价提供并要求我方用产品和现汇偿还的设备原材料等,在外债监测统计中只包括其中用现汇偿还的部分,而在利用外资统计中全部作为债务统计。

(4) 外债监测统计不包括来料加工、加工装配、外商作价提供的由我方用工缴费偿还的设备等,而利用外资统计则全部作为债务统计。

(5) 三资企业的借款,在利用外资统计中,将投资协议以内的借款视作为直接投资,不做债务统计,而在外债监测统计中,将三资企业向外方母公司的借款和外方投资股本中,由中方担保并实际履行偿还之外的借款,都作外债统计。

4. (1) 外债总额是各类外债的总和,即一国居民对非居民的全部负债。它表明一国举外债的规模和水平。(2) 外债净额是外债总额减去海外资产后的余额。(3) 外债还本付息额。

5. (1) $\text{经济负债率} = \text{EDT} / \text{GDP} = \text{外债} / \text{国内生产总值}$ 。(2) $\text{债务利用系数} = \text{EDTR} / \text{GNPR} = \text{外债增长速度} / \text{国内生产总值增长速度}$ 。(3) $\text{借债率} = \text{EDT} / \text{XGS} = \text{外债余额} / \text{商品出口和劳务创汇收入}$ 。(4) $\text{债务创汇系数} = \text{EDTR} / \text{XGSR} = \text{外债增长速度} / \text{商品出口和劳务创汇收入增长速度}$ 。

6. 外债的结构可以从不同的角度来划分:(1)从贷款者主体来划分可分为外国政府贷款和政府机构贷款、国际金融组织贷款以及商业性贷款等等;(2)从借款者的利益出发可以分为政府优惠贷款和私人贷款;(3)从外债的时间长短可分为长期债务和短期债务;(4)从利率的结算方式可分为固定利率债务和浮动利率债务;(5)从债务的币种可分为美元外债、日元外债和欧元外债等。

外债结构指标:(1)商业贷款占总外债的比重,即 $\text{COM} / \text{EDT} = \text{商业贷款} / \text{外债总额}$ 。(2) $\text{外债条件系数} = \text{COMR} / \text{NCOMR} = \text{商业贷款增长速度} / \text{非商业贷款增长速度}$ 。它从动态上反映了 COM / EDT 的变化情况。(3)可变利率债务占总债务的比重,即 $\text{VAR} / \text{EDT} = \text{可变利率债务} / \text{总债务}$ 。(4) $\text{可变利率贷款增长率} / \text{固定利率贷款增长率} = \text{VARR} / \text{FIXR}$ 。(5)短期债务占总债务的比重,即 $\text{STD} / \text{EDT} = \text{短期债务} / \text{总债务}$ 。(6) $\text{短期债务增长率} / \text{长期债务增长率} = \text{STDR} / \text{LTDR}$ 。

7. (1) 负债率: 外债还本付息额占国内生产总值的比重, 即本期外债还本付息额/国内生产总值 = TDS/GDP。(2) 偿债能力总量系数 = 本期外债还本付息额增长速度/本期国内生产总值增长速度 = TDSR/GNPR。(3) 偿债率 = 本期外债还本付息额/商品劳务出口收汇额 = TDS/XGS。(4) 偿债能力转换系数 = 本期外债还本付息额增长率/商品劳务出口收汇额增长率 = TDSR/XGSR。(5) 利息负担率 = 年利息支付额/年出口商品劳务收入 = INT/XGS。(6) 以举债成本衡量的资源转换系数 = 年利息支付额增长速度/年出口商品劳务收入增长速度 = INTR/XGSR。(7) 国际储备与债务的比率, 即国际储备/债务 = REV/EDT。(8) 储备偿债能力系数 = 国际储备增长速度/外债还本付息额增长速度 = REVR/TDSR。

第 6 章

1. 道·琼斯(Dow Jones)股价指数系列、标准普尔(Standard & Poor's, S&P)股价指数系列、摩根斯坦利资本国际(MSCI)股价指数系列、富时(FTSE)股价指数系列。

2. 主要方法包括: 算术平均法和几何平均法。应用最广泛的是算术平均法。几何平均法的优点在于便于变换基期, 然而其指数收益率和指数篮子实际收益率不一致, 不利于指数产品的避险操作。算术平均法比较便于投资者的避险操作。

3. 上证指数系列主要包括上证综合指数、上证 180 指数、A 股指数、B 股指数和分类指数等。

4. 分级靠档法。60%。

5. 利用 $P_i = \sum_{t=1}^T \frac{C_{i,t}}{(1+y_i)^t} + \frac{MV_i}{(1+y_i)^T}$ 可以推得出 $YTM = 8\%$ 。

6. 现取深证成分指数 2005 年 7 月 21 日至 2008 年 3 月 28 日的日数据, 利用 Stata 统计软件算得: 均值 = 8 438.207, 标准差 = 5 734.07, 偏度 = 0.611 525 4, 峰度 = 1.755 357, 极差 = 16 909.12。

7. $1\ 276.76 = \sum_{t=1}^{60} \frac{40}{(1+ytm)^t} + \frac{1\ 000}{(1+ytm)^{60}} \Rightarrow ytm = 3\%$ 。

8. $D = \sum_{t=1}^T \left[\frac{C_t}{(1+ytm)^t} \right] \times t \Rightarrow D = 1.885\ 3$ 。

9. $V_i = \frac{1}{2} \times \frac{\sum_{t=1}^T \frac{C_{i,t}}{(1+y)^t} \times t(t+1)}{P_i} \times \frac{1}{(1+y_i)^2} = 1.439\ 2$ 。

10. 解: (1) $P_1 = 1\ 000$, $P_2 = 811.46$, $\frac{\Delta P}{P} = \frac{811.46 - 1\ 000}{1\ 000} = -18.85\%$;

(2) 不考虑凸度时, $\frac{\Delta P}{P} = -D_m \times \Delta y = -22.52\%$;

考虑凸度时, $\frac{\Delta P}{P} = -D_m \times \Delta y + V \times (\Delta y)^2 = -18.17\%$ 。

由于这两种方法都是对债券价格变动率的近似,从以上例证中我们可以看出在考虑凸度的情况下,精度更好一些。

第7章

1. 马柯维茨组合理论假设:(1)市场是有效的,即市场上的任意证券信息都是已知或可以知道的;(2)投资者是风险的厌恶者;(3)所有投资决策都是依据投资的期望收益及其方差作出;(4)投资单元是完全可分的,即假定所有的证券是无限可分割的,投资者可按任意比例买卖;(5)收益率和风险是并存的,要想得到高收益,就必须冒高风险。

2. 某一投资组合的预期收益率: $R_p = \sum_{i=1}^n X_i R_i$; 两种证券收益率的协方差:

$$\text{Cov}(R_A, R_B) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m [R_{Ai} - E(R_A)][R_{Bi} - E(R_B)], \text{相关系数: } r_{AB} = \frac{\text{Cov}(R_A, R_B)}{\sigma(R_A)\sigma(R_B)}.$$

3. $\text{Cov}(R_A, R_B) = r_{AB}\sigma(R_A)\sigma(R_B)$ 。

4. 通过证券组合不同种类证券的选择,根据其相关程度的大小和所占比重的变化,可以有效地避免风险。同时,如果能确定一定的投资组合的证券数目,则可以获得证券组合的最适合的规模。

5. 一个投资者将从在各种风险水平能够带来最大收益率的,以及在各种预期收益率水平上风险最小的证券组合边界中选择出最佳证券组合,这条定理称为有效边界定理。满足这个定理的证券组合边界叫做有效边界。确定有限边界的方法:(1)图解法;(2)数学分析法:极小微分法、极大微分法、二次规划法、线性规划法。

6. 略。

7. 单指数模型的两个基本假设:

(1) ϵ_i 的均值 $E(\epsilon_i) = 0$, 对于一切 ϵ_i 、 ϵ_j 不相关,即 $E(\epsilon_i \epsilon_j) = 0$;

(2) 市场指数和独立的证券收益率不相关,即协方差 $\text{Cov}(\epsilon_i, R_m) = E[(\epsilon_i - 0)(R_m - \bar{R}_m)] = 0$ 。

8. 一般多指数模型的形式为: $R_i = a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \cdots + b_{ij}I_j + \epsilon_i$ 。

9. 期望收益率: $E(R) = (-2) \times 0.20 + (-1) \times 0.3 + 1 \times 0.1 + 3 \times 0.4 = 0.6$ 。

该证券的方差为: $\sigma^2(R) = [-2 - 0.6]^2 \times 0.2 + [-1 - 0.6]^2 \times 0.3 + [1 - 0.6]^2 \times 0.1 + [3 - 0.6]^2 \times 0.4 = 4.44$ 。

标准差为: $\sigma(R) = \sqrt{4.44} = 2.11$ 。

10. 投资组合 P 的收益率计算方法有两种:

$$(1) R_P = \frac{P_t - P_0}{P_0} \times 100\% = \frac{12\,500 - 10\,000}{10\,000} = 25\%;$$

(2) $x_1 = 20\%$, $x_2 = 30\%$, $x_3 = 50\%$; $R_1 = 25\%$, $R_2 = 20\%$, $R_3 = 28\%$;

$$R_P = x_1 R_1 + x_2 R_2 + x_3 R_3 = 25\%。$$

11. 该证券组合的预期收益率是: $\frac{1}{4} \times 20\% + \frac{1}{4} \times 12\% + \frac{1}{4} \times 9\% + \frac{1}{4} \times 7\% = 12\%$ 。

12. $\text{Var}(r_A + r_B + r_C + r_D) = \sigma_A^2 + \sigma_B^2 + \sigma_C^2 + 2\text{Cov}(A, B) + 2\text{Cov}(A, C) + 2\text{Cov}(A, D) + 2\text{Cov}(B, C) + 2\text{Cov}(B, D) + 2\text{Cov}(C, D) = 0.3776$ 。

13. (1) 资产 A 的期望收益: $16 \times \frac{1}{4} + 12 \times \frac{1}{2} + 8 \times \frac{1}{4} = 12$;

标准差: $\left[(16-12)^2 \times \frac{1}{4} + (12-12)^2 \times \frac{1}{2} + (8-12)^2 \times \frac{1}{4} \right]^{\frac{1}{2}} = 2.83$ 。

资产 B 的期望收益是 6, 标准差是 1.41; 资产 C 的期望收益是 14, 标准差是 4.24; 资产 D 的期望收益是 12, 标准差是 3.27。

(2) 资产 A、B 之间的协方差:

$$(16-12) \times (4-6) \times \frac{1}{4} + (12-12) \times (6-6) \times \frac{1}{2} + (8-12) \times (8-6) \times \frac{1}{4} = -4;$$

资产 A、C 之间的协方差是 -12; 资产 B、C 之间的协方差是 -6; 由于市场状况和天气之间没有关系, 故资产 A 和 D, B 和 D, C 和 D 之间的协方差均为 0。

(3) 组合 P_1 的期望收益率 = $12 \times \frac{1}{2} + 14 \times \frac{1}{2} = 13$;

标准差 = $\left[\left(\frac{1}{2}\right)^2 \times 8 + \left(\frac{1}{2}\right)^2 \times 18 + 2 \times \left(\frac{1}{2}\right) \times \left(\frac{1}{2}\right) \times 12 \right]^{\frac{1}{2}} = 3.54$;

组合 P_2 的期望收益率 = $12 \times \frac{1}{3} + 6 \times \frac{1}{3} + 12 \times \frac{1}{3} = 10$;

标准差 = $\left[\left(\frac{1}{3}\right)^2 \times 8 + \left(\frac{1}{3}\right)^2 \times 2 + \left(\frac{1}{3}\right)^2 \times 10.67 + 2 \times \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} \times (-4) \right]^{\frac{1}{2}} = 1.19$;

组合 P_3 的期望收益率 = $12 \times \frac{1}{4} + 6 \times \frac{1}{4} + 14 \times \frac{1}{4} + 12 \times \frac{1}{4} = 11$;

标准差 = $R_P = \frac{22}{3} \pm \frac{\sqrt{3\sigma_P^2 - 44}}{3} = 2.67$ 。

14. 设资产 A 的投资比例为 x , 资产 B 的投资比例为 $1-x$, 则资产组合的期望收益和方差分别为: $R_P = 10x + 8(1-x)$, $\sigma_P^2 = 36x^2 + 16(1-x)^2 + 2 \times 20x(1-x)$, 消去 x , 计算得到: $R_P = \frac{22}{3} \pm \frac{\sqrt{3\sigma_P^2 - 44}}{3}$, 这条曲线所描述的即为投资组合的可能性曲线。

同时也可以计算出方差最小的投资组合, 其期望收益和标准差分别为 7.3 和 3.83。因此, 该投资组合的有效边界为上述可能性曲线在 (7.3, 3.83) 点的向右上方延伸部分。

15. 由于 $E(U_A) = \frac{1}{4} \times 72.75 + \frac{1}{4} \times 63.31 + \frac{1}{4} \times 49 + \frac{1}{4} \times 24.75 = 52.45$,

$$E(U_B) = 58.455, E(U_C) = 59.897.$$

因此投资者将选择 C。

16. 利用 Stata 统计软件计算得到: 股票 A: $A = -0.61$, $\beta = 1.18$; 股票 B: $A = 2.97$, $\beta = 1.02$; 股票 C: $A = -3.42$, $\beta = 2.32$ 。

股票 A 回归方程的剩余项方差为 21.77, 股票 B 回归方程的剩余项方差为 29.76, 股票 C 回归方程的剩余项方差为 182.77。

股票 A 与股票指数收益之间的相关系数为 0.77, 股票 B 与股票指数收益之间的相关系数为 0.68, 股票 C 与股票指数收益之间的相关系数为 0.65。

市场平均收益率和方差分别为 3.01 和 20.91。

股票 A 的期望收益和方差分别为 2.95 和 51.15, 股票 B 的期望收益和方差分别为 6.03 和 46.60, 股票 C 的期望收益和方差分别为 3.55 和 265.00。

A、B 股票之间的协方差为 25.26, A、C 股票之间的协方差为 57.44, B、C 股票之间的协方差为 49.55。

等比例投资组成投资组合时, 其组合收益率和标准差分别为 4.18 和 8.35。

17. (1) A 的方差为: $\sigma_1^2 = \beta_{11}^2 \sigma_m^2 + \beta_{12}^2 \sigma_{I2}^2 + \sigma_{\varepsilon 1}^2 = 0.1152$, 同理可得 B 的方差 $\sigma_2^2 = 0.1268$ 。

(2) 证券组合收益率对市场股价指数收益率的 β 系数: $\beta_{p1} = \sum_{i=1}^2 x_i b_{i1} = 0.6 \times 0.8 + 0.4 \times 1.2 = 0.96$ 。

同理证券组合收益率对通货膨胀收益率的 β 系数为: $\beta_{p2} = 0.88$ 。

剩余收益率的方差为: $\sigma_{\varepsilon p}^2 = \sum_{i=1}^2 x_i^2 \sigma_{\varepsilon i}^2 = 0.6^2 \times 0.04 + 0.4^2 \times 0.05 = 0.0224$, 据此可推出证券组合的方差为: $\sigma_p^2 = \beta_{p1}^2 \sigma_m^2 + \beta_{p2}^2 \sigma_{I2}^2 + \sigma_{\varepsilon p}^2 = 0.0917$ 。

18. 根据题目表中的数据计算可得下表:

证券编号 i	R_i (%)	β	$\sigma_{\varepsilon i}^2$	C_i
1	15	1	10	2.5
2	14	1.5	6	4.70
3	12	1.5	4.67	4.69
4	9	1	4	4.62
5	8	0.8	3.75	4.53
6	11	2	3	4.31

(1) 根据分析, 由于不允许卖空, 故 $C^* = 4.70$, 最优证券组合包含证券 1 和证券 2。

进一步计算可得 $Z_1 = \frac{\beta_1}{\sigma_{\varepsilon 1}} (D_1 - C^*) = 0.177$, $Z_2 = 0.195$; 最后求得最优证券组

合中各证券比例 $X_1 = 47.5\%$, $X_2 = 52.5\%$ 。

(2) 若允许卖空, 则 $C^* = 4.3$, 通过计算可得到最优证券组合:

$$Z_1 = 0.19, Z_2 = 0.254, Z_3 = 0.027, Z_4 = -0.015, Z_5 = -0.044, Z_6 = -0.065;$$

从而求得最优证券组合中各证券比例为:

$$X_1 = 54.8\%, X_2 = 73.4\%, X_3 = 7.8\%, X_4 = -4.4\%, X_5 = -12.8\%, X_6 = -18.85\%.$$

19.

证券编号	$R_i(\%)$	σ_i	D_i	C_i
1	15	10	1	0.5
2	20	15	1	0.666 667
3	18	20	0.65	0.662 5
4	12	10	0.7	0.67
5	10	5	1	0.725
6	14	10	0.9	0.75
7	16	20	0.55	0.725

(1) 若不允许卖空, 则 $C^* = 0.67$, 并且最优证券组合包括: 1、2、4、5 和 6 证券。进一步计算可得:

$$Z_1 = 0.066, Z_2 = 0.044, Z_4 = 0.006, Z_5 = 0.132, Z_6 = 0.046$$

最后求得最优证券组合中各证券的投资比例为:

$$X_1 = 22.45\%, X_2 = 14.97\%, X_4 = 2.04\%, X_5 = 44.90\%, X_6 = 15.65\%$$

(2) 若允许卖空, 则 $C^* = 0.725$, 通过计算可得到: $Z_1 = 26.6\%$, $X_2 = 17.7\%$, $Z_3 = -3.63\%$, $X_4 = -0.005$, $Z_5 = 0.11$, $Z_6 = 0.035$, $Z_7 = -0.0175$; 最后求得最优证券组合中各证券的投资比例:

$$X_1 = 26.6\%, X_2 = 17.7\%, X_3 = -3.63\%, X_4 = -2.42\%, X_5 = 53.2\%, X_6 = 16.9\%, X_7 = -8.47\%$$

第 8 章

1. VaR 的英文全称为 Value-at-Risk, 常被译为“在险价值”, 它是指资产价值中暴露于风险中的部分, 因此也可称为风险价值。统计学公式定义:

$$\text{Prob}\{\Delta p(\Delta t, \Delta x) \leq -\text{VaR}\} = 1 - c$$

其中: x 为风险因素(如利率、汇率和价格等); c 为置信水平; Δt 为持有期。

$\Delta p(\Delta t, \Delta x) = p(t, x) - p(t_0, x_0)$ 为损益函数, $p(t_0, x_0)$ 是资产的期初价值, $p(t, x)$ 是 t 时刻的预测值。

结合该表达式, VaR 的含义是: 在正常的市场条件和置信水平 c 下, 在给定的持有期 Δt 内, 某一投资组合预期可能发生的最大损失为 VaR 值。或者说, 在正常的市场条件下, 在给定的持有期 Δt 内, 该投资组合发生 VaR 值损失的概率仅为 $1 - c$ 。

2. VaR 计算的基本步骤包括: 辨识市场因子, 并将证券组合中的每一证券价值用市场因子表示(映射); 推测市场因子未来某一时期(如一天)的变化情景; 由市场因子未来情景估测证券组合的未来价值; 求出损益分布, 在给定置信度下计算出 VaR 值。

3. (1) 风险的控制; (2) 交易业绩的评估; (3) 金融监管。

4. VaR 方法的优点主要有三个方面: (1) 它提供了一种跨越不同头寸和风险因素的具有通用性和一致性的风险度量方法。(2) VaR 方法考虑了风险因素之间的相关性。(3) VaR 方法以货币数量表示投资者的潜在损失, 因此具有较大的直观性。

VaR 方法的不足主要有: (1) 所有 VaR 计算方法都是向后看的, 试图用过去的数
据预测将来的可能损失。(2) 一些 VaR 计算方法为了计算简便, 引入资产收益率或价格服从联合正态分布的假定或“历史重演”等的前提假定。(3) 由于 VaR 方法给出的是统计结果, 因此它的可靠性是统计意义上的, 这意味着即使是最好的 VaR 计算方法也只能提供相对(不是绝对)可靠的分析结果。

5. 由 $VaR = z\sigma$, 查表可得, 乘数因子 $z = 1.65$, 所以 $VaR = 1.65$ 。

6. 设 α 为置信区间 c 下的临界值, 依正态分布的性质, 可知在 $1 - c$ 的概率下, 可能发生的偏离均值的最大距离为 $\mu - \alpha\sigma$, 即 $R = \mu - \alpha\sigma$; 又因为 $E(R) = \mu$, 所以有: $VaR = W_0[\mu - (\mu - \alpha\sigma)] = W_0\alpha\sigma$, 代入本题数据可得到: $VaR = 33$ 。

7. 在这种场景下对投资组合中的所有资产重新进行定价:

$$R_{p,s} = \sum_{i=1}^N w_i R_{i,s}$$

其中, $R_{p,s}$ 为投资组合在场景 s 下的收益率, $R_{i,s}$ 为资产 i 在场景 s 下的收益率, w_i 为资产 i 在投资组合中的权重。代入本题数据得到, 投资组合在情况 S 和 T 下的收益率分别为 0.25 和 0.3。再由 S 和 T 均为 0.5 的概率出现, 可计算得到 VaR 值。

第 9 章

1. 高频数据是指日与日内的数据, 主要针对以小时、分钟或秒为采集频率的数据。其意义首先在于对金融高频数据本身所具有的特征值的关注; 另一个是因为金融高频数据对理解市场的微观结构来说相当重要。

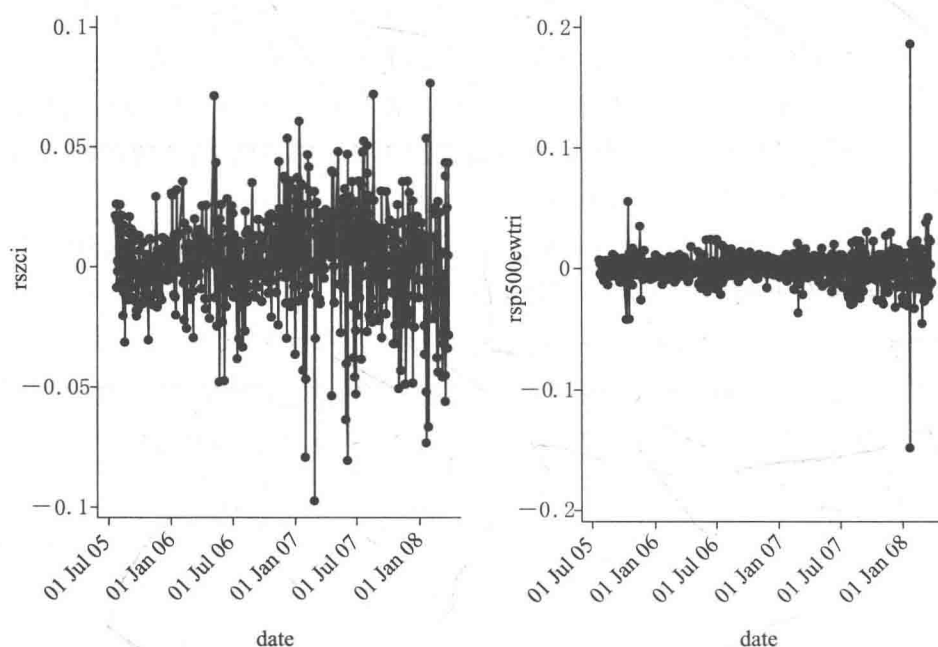
2. 金融高频数据主要有四个特征: 一是数据的记录间隔不相等; 二是所记录的价格数据是离散变量; 三是数据存在日内周期模式; 四是多笔交易同时(甚至是以不同的

价格)发生。

3. 现取 2005 年 7 月 21 日至 2008 年 3 月 28 日的深圳成分指数和美国标准普尔 500 同等权重中收益指数,用 Stata 软件对其收益率做如下描述:

指数	均 值	标准差	偏 度	峰 度	J-B 检验	
					统计量	P 值
深圳成指	0.002 612 7	0.020 937 6	-0.531 104 2	5.273 307	83.915 2	0.000 0
标普 500	0.000 159 1	0.014 335 9	1.667 596	66.637 14	36.249 9	1.3441e-8

深圳成分指数和美国标准普尔 500 同等权重中收益指数收益率波动图为:



4. 日内效应是指在股票交易日一天内平均来说股票收益波幅存在系统的周期特征。

5. 中国证券市场股票高频数据的基本特征与成熟市场高频数据特征基本相同: (1)各序列表现出肥尾非正态分布的特征,股票收益的非正态性随着时间频率的增高而增强;(2)各序列具有一阶负自相关性,价格期间和成交量期间具有明显的过度分散特性。这些现象在消除日内效应后依然存在,这和国外成熟市场相应的数据特征相符。

中国证券市场也存在明显的日内效应:中国证券市场日内效应表现出 W 型的形态特征。

6. 略。

7. 简单 ACD: $\lambda = \nu = 1, b = c = 0$

BC-ACD: $\lambda \rightarrow 0, b = c = 0$

L-ACD I: $\lambda \rightarrow 0, \nu \rightarrow 0, b = c = 0$

L-ACD II: $\lambda \rightarrow 0, \nu = 1, b = c = 0$

AL-ACD: $\lambda \rightarrow 0, \nu = 1$

PACD: $\lambda = \nu, b = c = 0$

AP-ACD: $\lambda = \nu$

A-ACD: $\lambda = \nu = 1$

EX-ACD: $\lambda \rightarrow 0, \nu = 1, b = 1$

8. 第一, D-检验测试较为简单, 易于操作; 第二, 与 Bartlett 标识测试相比, D-检验检测了残差的整个分布, 而不是其中的一小部分; 第三, D-检验没有多余参数; 第四, D-检验对固定的和局部的改变具有很好的统计效能。

第 10 章

1. 金融风险, 一般是指经济主体在金融活动中遭受损失的不确定性或可能性, 而金融危机实质就是金融风险大规模、高强度的集中爆发, 是货币信用领域出现的混乱状态。有微观金融风险、宏观金融风险两类。微观金融风险包括信用风险、流动性风险、资本风险、投资风险、表外业务风险、利率风险及汇率风险。宏观金融风险包括制度风险、外债风险及国际投机风险等。

2. 主要有克鲁格曼的金融危机学说, Obstfeld 的危机自我实现说, 萨克斯的多重均衡模型。

3. 略。

4. 解释变量有: 实际汇率贬值幅度、贷款繁荣度(用私人贷款的增长率表示)、低储备的哑变量(当储备/M2 处于低四分位中时为 1, 其他为 0)、弱基本变量的哑变量。

5. 建立了灯号预警系统, 所用指标包括国内信贷增长率、广义货币 M2 的增长率、相对通货膨胀率、国际国内利率差、实际汇率升值幅度、股价波动率、国际储备/外债总额、外汇储备/月进口额以及外国其他投资/直接投资等。

主要参考文献

- [1] Charles A. E. , Good Hart, Maureen O'Hara. High frequency data in financial markets: Issues and applications[J]. *Journal of Empirical Finance*, 1997, 4, 73~114.
- [2] Ruey S. Tsay. Editor's introduction to panel discussion on analysis of high frequency data[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2000, Apr, 139.
- [3] Torben G. Andersen. Some reflections on analysis of high frequency data[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2000, Apr, 146~153.
- [4] Nicholas G. Polson, Bernard V. Tew. Bayesian portfolio selection: an empirical analysis of the S&P 500 index 1970~1996. [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2000, Apr, 164~176.
- [5] Eric Ghysels. Some econometric recipes for high frequency data cooking[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2000, Apr, 154~162.
- [6] Robert. Wood. Market microstructure research database: history and projections[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2000, Apr, 140~145.
- [7] R. A. , Haugen, *Modern Investment Theory*, Prentice Hall, Inc. , 1990.
- [8] W. F. Sharpe and G. J. Alexander, *Investment*, Prentice Hall, Inc. , 1990.
- [9] F. Amling, *Investment: An Introduction to Analysis and Management*, Prentice Hall, Inc. , 1990.
- [10] Markowitz, H. M. Portfolio selection. *Journal of Finance*, March, 1952, P71—91.
- [11] Sharpe, William F. , Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, Vol. 19, 1964, P425—442.
- [12] Fama, E. F. and K. R. French, The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, Vol. 67, No. 2, 1992, P427—465.
- [13] Harlow, W. V. and R. K. S. Rao. Asset Pricing in a generalized mean lower partial moment framework. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, No. 3, 1989, P285—311.
- [14] Charles M. S. . *Stock Index Futures: Theories and International Evidence*, Second Edition, International Thomson Business Press, 1997.

- [15] Cormac Butler, *Mastering Value at Risk*, Pearson Education Limited, 1999.
- [16] Donald L. Lusk, *Index Options and Futures, The Complete Guide*, John Wiley & Sons, Inc., 1987.
- [17] Edwards, F. R., Neftci, S. N.. Extreme price movements and margin levels in futures markets. *Journal of Futures Markets*, 13, p. 639—655., 1988.
- [18] Finch, S. R.. Extreme Value Constants. § 5. 16 in *Mathematical Constants*. Cambridge, England: Cambridge University Press, pp. 363—367, 2003.
- [19] John C. Hill. *Options, Futures and Other Derivatives Securities*, Second Edition, Prentice-Hall, Inc., 1993.
- [20] PDR Services LLC: “Prospectus of SPDRs”, Jan. 25, 1999.
- [21] Philippe Jorion. *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, Second Edition, Mc Graw-Hill, 2002.
- [22] Tay, A. S. A, Y. K. Tse. Selection an Index for a Stock Index Futures Contract: An Analysis of the Singapore Market. *The Review of Futures Market*, 10, 412~431.
- [23] 曹志刚. 浅析我国开设股票指数期货交易的可行性及运作模式. *投资与证券*, 2000 (4)
- [24] 陈柏翰. 价格极端波动下之谨慎保证金政策, 台湾国立中央大学财务金融研究所硕士论文, 2002(6)
- [25] 陈伟彦. 股票指数期货: 交易主体与指数选择. *证券市场导报*, 2000(5)
- [26] 陈雨露. 世界金融期货市场运作. 中国大百科全书出版社, 1996
- [27] 杜海涛. VaR 模型在证券风险管理中的应用. *证券市场导报*, 2000(8)
- [28] 高潮生. 国际股市指数的进化与挑战. *上证研究*, 2003(3)
- [29] 葛荣根. 国债期货交易火爆的启示——关于开设股价指数期货交易的设想. *证券市场周刊*, 1994(48)
- [30] 葛思惠. ETF 在台湾发行交易之可行性. 台湾证券交易所研究报告, 2000(7)
- [31] 葛思惠. 指数股票型基金之制度规划. *证券暨期货管理*, 2003(6)
- [32] 何富雄, 邱仕敏. 发展成功衍生性商品市场的重要因素. *台湾期货市场*, 2004(6)
- [33] 何沛俐. VaR 模型在中国证券市场的应用与研究. 厦门大学硕士学位论文, 2001
- [34] 贺金凌. 股票指数期货交易简介. *特区经济*, 1993(5)
- [35] 胡继之. 金融衍生产品及其风险管理. 中国金融出版社, 1997
- [36] 胡杨梅. 标准组合风险分析系统(SPAN)原理及其算法研究. 大连商品交易所研究报告
- [37] 徐国祥. 指数理论及指数体系研究. 上海财经大学出版社, 1999
- [38] 徐国祥, 檀向球. 全国统一股价指数编制研究——指数期货标的物选择实证分析.

统计研究,2001(9)

- [39] 徐国祥,檀向球.我国证券市场风险测定量化研究.统计研究,2002(6)
- [40] 徐国祥,吴泽智.我国指数期货保证金水平设定方法及其实证研究——极值理论的应用.财经研究,2004
- [41] 徐国祥.统计指数理论及其应用.中国统计出版社,2004(7)
- [42] 中国证券业协会编.证券投资分析,中国金融教育出版社,2003
- [43] 徐国祥.证券投资分析.上海三联书店,1997
- [44] 丛树海.2003年证券业从业资格考试应试指导丛书:证券投资分析.上海财经大学出版社,2003
- [45] 张亦春.金融市场学.高等教育出版社,1999
- [46] 王明涛,沈根祥.证券投资技术,上海译文出版社,2003
- [47] 王明涛.证券投资风险计量:预测与控制,上海财经大学出版社,2003
- [48] 徐国祥.统计预测和决策(第二版).上海财经大学出版社,2005
- [49] 徐国祥.统计指数理论及应用,中国统计出版社,2004
- [50] 赵彦云.金融统计分析.中国金融出版社,2000
- [51] 李腊生,翟淑萍,崔轶秋.现代金融投资统计分析.中国统计出版社,2004

丛书策划: 谷 雨

装帧设计: 钱宇辰



高等院校统计学精品课教材系列

- | | |
|--------------------------|--------|
| ■ 《统计学》(第二版)(配教学课件) | 徐国祥 主编 |
| ■ 《统计学(第二版)》学习指导与习题 | 徐国祥 主编 |
| ■ 《市场调查》(第二版)(配教学课件) | 蒋 萍 主编 |
| ■ 《市场调查(第二版)》学习指导与习题 | 蒋 萍 主编 |
| ■ 《金融统计学》(第二版)(配教学课件) | 徐国祥 主编 |
| ■ 《国民经济核算分析》(配教学课件) | 邱 东 主编 |
| ■ 《国民经济核算分析》学习指导与习题 | 邱 东 主编 |
| ■ 《经济计量学》(第二版)(配教学课件) | 李长风 编著 |
| ■ 《企业管理与经济统计学》(配教学课件) | 邵建利 主编 |
| ■ 《概率论与数理统计》(第四版)(配教学课件) | 苏均和 主编 |
| ■ 《概率论与数理统计》学习指导与习题 | 苏均和 主编 |

上架建议: 统计学·教材

ISBN 978-7-5432-2336-3



定价: 43.00元

易文网: www.ewen.co
格致网: www.hibooks.cn

格致出版社向使用本书授课的教师提供教学资源
授课教师可以通过如下方式联系我们:

邮箱: hibooks@hibooks.cn



微信



微博